PRODUÇÃO ORGÂNICA E CERTIFICAÇÃO NA **AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA:**

ASPECTOS ECONÔMICOS E AMBIENTAIS DA SUA SUSTENTABILIDADE

ANDERSON GHELLER FROEHLICH

Atena Editora
Ano 2023

PRODUÇÃO ORGÂNICA E CERTIFICAÇÃO NA **AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA:**

ASPECTOS ECONÔMICOS E AMBIENTAIS DA SUA SUSTENTABILIDADE

ANDERSON GHELLER FROEHLICH

Atena
Editora
Ano 2023

Editora chefe
Profª Drª Antonella Carvalho de Oliveira
Editora executiva
Natalia Oliveira
Assistente editorial
Flávia Roberta Barão
Bibliotecária
Janaina Ramos
Projeto gráfico
Camila Alves de Cremo
Ellen Andressa Kubisty
Luiza Alves Batista
Nataly Evilin Gayde
Imagens da capa
iStock
Edição de arte
Luiza Alves Batista

2023 *by Atena Editora*
Copyright © Atena Editora
Copyright do texto © 2023 Os autores
Copyright da edição © 2023 Atena Editora
Direitos para esta edição cedidos à Atena Editora pelos autores.
Open access publication by Atena Editora

Todo o conteúdo deste livro está licenciado sob uma Licença de Atribuição *Creative Commons*. Atribuição-Não-Comercial-NãoDerivativos 4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0).

O conteúdo do texto e seus dados em sua forma, correção e confiabilidade são de responsabilidade exclusiva do autor, inclusive não representam necessariamente a posição oficial da Atena Editora. Permitido o *download* da obra e o compartilhamento desde que sejam atribuídos créditos ao autor, mas sem a possibilidade de alterá-la de nenhuma forma ou utilizá-la para fins comerciais.

Todos os manuscritos foram previamente submetidos à avaliação cega pelos pares, membros do Conselho Editorial desta Editora, tendo sido aprovados para a publicação com base em critérios de neutralidade e imparcialidade acadêmica.

A Atena Editora é comprometida em garantir a integridade editorial em todas as etapas do processo de publicação, evitando plágio, dados ou resultados fraudulentos e impedindo que interesses financeiros comprometam os padrões éticos da publicação. Situações suspeitas de má conduta científica serão investigadas sob o mais alto padrão de rigor acadêmico e ético.

Conselho Editorial
Ciências Humanas e Sociais Aplicadas
Prof. Dr. Adilson Tadeu Basquerote Silva – Universidade para o Desenvolvimento do Alto Vale do Itajaí
Prof. Dr. Alexandre de Freitas Carneiro – Universidade Federal de Rondônia
Prof. Dr. Alexandre Jose Schumacher – Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Paraná
Prof. Dr. Américo Junior Nunes da Silva – Universidade do Estado da Bahia
Profª Drª Ana Maria Aguiar Frias – Universidade de Évora

Profª Drª Andréa Cristina Marques de Araújo – Universidade Fernando Pessoa
Prof. Dr. Antonio Carlos da Silva – Universidade de Coimbra
Prof. Dr. Antonio Carlos Frasson – Universidade Tecnológica Federal do Paraná
Prof. Dr. Antonio Gasparetto Júnior – Instituto Federal do Sudeste de Minas Gerais
Prof. Dr. Antonio Isidro-Filho – Universidade de Brasília
Prof. Dr. Arnaldo Oliveira Souza Júnior – Universidade Federal do Piauí
Prof. Dr. Carlos Antonio de Souza Moraes – Universidade Federal Fluminense
Profª Drª Caroline Mari de Oliveira Galina – Universidade do Estado de Mato Grosso
Prof. Dr. Crisóstomo Lima do Nascimento – Universidade Federal Fluminense
Profª Drª Cristina Gaio – Universidade de LisboaProf. Dr. Daniel Richard Sant'Ana – Universidade de Brasília
Prof. Dr. Deyvison de Lima Oliveira – Universidade Federal de Rondônia
Profª Drª Dilma Antunes Silva – Universidade Federal de São Paulo
Prof. Dr. Edvaldo Antunes de Farias – Universidade Estácio de Sá
Prof. Dr. Elson Ferreira Costa – Universidade do Estado do Pará
Prof. Dr. Eloi Martins Senhora – Universidade Federal de Roraima
Profª Drª Geuciane Felipe Guerim Fernandes – Universidade Estadual de Londrina
Prof. Dr. Gustavo Henrique Cepolini Ferreira – Universidade Estadual de Montes Claros
Prof. Dr. Humberto Costa – Universidade Federal do Paraná
Profª Drª Ivone Goulart Lopes – Istituto Internazionele delle Figlie de Maria Ausiliatrice
Prof. Dr. Jadilson Marinho da Silva – Secretaria de Educação de Pernambuco
Prof. Dr. Jadson Correia de Oliveira – Universidade Católica do Salvador
Prof. Dr. Jodeylson Islony de Lima Sobrinho – Universidade Estadual do Oeste do Paraná
Prof. Dr. José Luis Montesillo-Cedillo – Universidad Autónoma del Estado de México
Profª Drª Juliana Abonizio – Universidade Federal de Mato Grosso
Prof. Dr. Julio Candido de Meirelles Junior – Universidade Federal Fluminense
Prof. Dr. Kárpio Márcio de Siqueira – Universidade do Estado da Bahia
Profª Drª Kátia Farias Antero – Faculdade Maurício de Nassau
Profª Drª Keyla Christina Almeida Portela – Instituto Federal do Paraná
Profª Drª Lina Maria Gonçalves – Universidade Federal do Tocantins
Profª Drª Lucicleia Barreto Queiroz – Universidade Federal do Acre
Prof. Dr. Luis Ricardo Fernandes da Costa – Universidade Estadual de Montes Claros
Prof. Dr. Lucio Marques Vieira Souza – Universidade do Estado de Minas Gerais
Profª Drª Natiéli Piovesan – Instituto Federal do Rio Grande do Norte
Profª Drª Marianne Sousa Barbosa – Universidade Federal de Campina Grande
Profª Drª Marcela Mary José da Silva – Universidade Federal do Recôncavo da Bahia
Prof. Dr. Marcelo Pereira da Silva – Pontifícia Universidade Católica de Campinas
Prof. Dr. Marcelo Pereira da Silva – Pontifícia Universidade Católica de Campinas
Profª Drª Maria Luzia da Silva Santana – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul
Prof. Dr. Miguel Rodrigues Netto – Universidade do Estado de Mato Grosso
Prof. Dr. Pedro Henrique Máximo Pereira – Universidade Estadual de Goiás
Prof. Dr. Pablo Ricardo de Lima Falcão – Universidade de Pernambuco
Profª Drª Paola Andressa Scortegagna – Universidade Estadual de Ponta Grossa
Profª Drª Rita de Cássia da Silva Oliveira – Universidade Estadual de Ponta Grossa
Prof. Dr. Rui Maia Diamantino – Universidade Salvador

Profª Drª Sandra Regina Gardacho Pietrobon – Universidade Estadual do Centro-Oeste
Prof. Dr. Saulo Cerqueira de Aguiar Soares – Universidade Federal do Piauí
Prof. Dr. Urandi João Rodrigues Junior – Universidade Federal do Oeste do Pará
Profª Drª Vanessa Bordin Viera – Universidade Federal de Campina Grande
Profª Drª Vanessa Ribeiro Simon Cavalcanti – Universidade Federal da Bahia / Universidade de Coimbra
Prof. Dr. William Cleber Domingues Silva – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Prof. Dr. Willian Douglas Guilherme – Universidade Federal do Tocantins

CIÊNCIAS HUMANAS E SOCIAIS APLICADAS

Produção orgânica e certificação na agricultura familiar brasileira: aspectos econômicos e ambientais da sua sustentabilidade

Diagramação: Ellen Andressa Kubisty
Correção: Yaiddy Paola Martinez
Indexação: Amanda Kelly da Costa Veiga
Revisão: O autor
Autor: Anderson Gheller Froehlich

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

F925 Froehlich, Anderson Gheller
Produção orgânica e certificação na agricultura familiar brasileira: aspectos econômicos e ambientais da sua sustentabilidade / Anderson Gheller Froehlich. – Ponta Grossa - PR: Atena, 2023.

Formato: PDF
Requisitos de sistema: Adobe Acrobat Reader
Modo de acesso: World Wide Web
Inclui bibliografia
ISBN 978-65-258-1415-5
DOI: https://doi.org/10.22533/at.ed.155230506

1. Agricultura. I. Froehlich, Anderson Gheller. II. Título.
CDD 630

Elaborado por Bibliotecária Janaina Ramos – CRB-8/9166

Atena Editora
Ponta Grossa – Paraná – Brasil
Telefone: +55 (42) 3323-5493
www.atenaeditora.com.br
contato@atenaeditora.com.br

DECLARAÇÃO DO AUTOR

O autor desta obra: 1. Atesta não possuir qualquer interesse comercial que constitua um conflito de interesses em relação ao conteúdo publicado; 2. Declara que participou ativamente da construção dos respectivos manuscritos, preferencialmente na: a) Concepção do estudo, e/ou aquisição de dados, e/ou análise e interpretação de dados; b) Elaboração do artigo ou revisão com vistas a tornar o material intelectualmente relevante; c) Aprovação final do manuscrito para submissão.; 3. Certifica que o texto publicado está completamente isento de dados e/ou resultados fraudulentos; 4. Confirma a citação e a referência correta de todos os dados e de interpretações de dados de outras pesquisas; 5. Reconhece ter informado todas as fontes de financiamento recebidas para a consecução da pesquisa; 6. Autoriza a edição da obra, que incluem os registros de ficha catalográfica, ISBN, DOI e demais indexadores, projeto visual e criação de capa, diagramação de miolo, assim como lançamento e divulgação da mesma conforme critérios da Atena Editora.

CIÊNCIAS HUMANAS E SOCIAIS APLICADAS

DECLARAÇÃO DA EDITORA

A Atena Editora declara, para os devidos fins de direito, que: 1. A presente publicação constitui apenas transferência temporária dos direitos autorais, direito sobre a publicação, inclusive não constitui responsabilidade solidária na criação dos manuscritos publicados, nos termos previstos na Lei sobre direitos autorais (Lei 9610/98), no art. 184 do Código Penal e no art. 927 do Código Civil; 2. Autoriza e incentiva os autores a assinarem contratos com repositórios institucionais, com fins exclusivos de divulgação da obra, desde que com o devido reconhecimento de autoria e edição e sem qualquer finalidade comercial; 3. Todos os e-book são *open access, desta forma* não os comercializa em seu site, sites parceiros, plataformas de *e-commerce,* ou qualquer outro meio virtual ou físico, portanto, está isenta de repasses de direitos autorais aos autores; 4. Todos os membros do conselho editorial são doutores e vinculados a instituições de ensino superior públicas, conforme recomendação da CAPES para obtenção do Qualis livro; 5. Não cede, comercializa ou autoriza a utilização dos nomes e e-mails dos autores, bem como nenhum outro dado dos mesmos, para qualquer finalidade que não o escopo da divulgação desta obra.

Aos familiares e amigos sinceros e a
todos que acreditam e lutam por um
mundo mais justo.

Ao professor doutor Yony de Sá Barreto Sampaio pelas valiosas contribuições na construção dessa pesquisa e pela iniciativa de apoiar a construção acadêmica no interior do país.

À professora doutora Andrea Sales Soares de Azevedo Melo pela dedicação, presteza, paciência e instrução do melhor caminho a seguir, além do carinho e amizade com que conduziu seu trabalho, garantindo a extração do melhor possível de minha parte.

Aos professores do Pimes, em especial a Breno Sampaio e Gustavo Sampaio, que me estimularam a buscar a "fronteira do conhecimento" em um "mar nunca d´antes navegado" por mim: a econometria.

Aos meus filhos, Raul e Júlia, pelo amor incondicional e por acreditarem sempre no meu potencial.

Aos meus pais (Nelson e Neila), pelo incessante e incansável incentivo no caminho do bem e dos estudos.

À inspiração diária e fonte inesgotável da minha juventude espiritual e mental: Daniela, minha consorte.

Aos meus irmãos (Fábio e Sheila), pelo afeto e pela amizade mais que sanguínea.

Aos meus sobrinhos, em especial ao Gui, exemplo de vida para mim e para todos que conhecem sua linda história de vida. Ao Miguel pela convicção de um futuro brilhante e promissor.

Ao professor doutor Arturo Alejandro Zavala Zavala, sustentáculo desse programa, pela devotada atuação frente à coordenação operacional do Dinter e importante participação em minha banca.

Ao professor doutor Alexandre Magno de Melo Faria pelo aceite como membro externo, pela confiança e pelas relevantes contribuições para melhoria dessa pesquisa.

Aos colegas e amigos do Dinter, pelo espírito de solidariedade, pelo ombro amigo e pelo apoio mutuamente exercitado nesse período, especialmente aos residentes da “República do Chaves”: Wylmor Dalfoli, Cleiton Sincero, Kaka Medeiros, Weily “el toro”, Dr. Fabão e Cher. Aos amigos conquistados e carinhosamente apelidados: Feli, Baiano Óólivan, Cadu, Carlota, Lolô, Dimí, Xixi (Ximenez), Köörrbes, e Krisley.(sem).

Aos colegas/amigos das inúmeras e intermináveis tardes de estudos e trocas de saberes e angústias em Tangará, ao sabor do tererê: Karine, mulher de fibra, garra e caráter, qualidades que nos servem de guia; Cleiton, um presente de amizade e parceria, que se fortalece com o tempo; e André, uma referência de paz e tranquilidade para os momentos turbulentos.

Ao doutor Fábio Nobuo Nishimura, mais uma vez, pela força gratuita e

verdadeira e pelo essencial apoio na inesquecível sala de sigilo.

Ao "dotô" Weily, amigo de todas as horas e profissional que faz orgulhar-me de ser professor e servidor público.

Ao Wylmor, "esposinha" de Recife, pela recíproca de confiança e respeito que se consolidam a cada dia.

Aos colegas da Unemat e do Departamento de Administração de Tangará da Serra, que enviaram vibrações positivas e bons fluídos nesse período de angústia interminável. Destaque para Simão e Sguarezi, amizades sólidas construídas no berço acadêmico.

Aos professores agrônomos e parceiros de pesquisa, Gilmar Laforga e José Rambo, pelas contribuições nas escolhas técnicas sobre as práticas agrícolas e apoio de sempre.

Aos amigos recém-conquistados e aos de longa data (em especial Leandro Laux) que torceram com sinceridade para essa etapa se findar.

Aos amigos que me acolheram com carinho e amizade por várias vezes em suas casas quando do cumprimento dos créditos na capital mato-grossense: Jaconias e Dulcely e Junialbérico e Eunice. Retrô do mestrado a Adilson e família.

Aos membros do La Comuna, pelas boas energias e "camanheirismo".

Aos amigos e empreendedores da G3 Projetos, uma empresa com gestores à frente do seu tempo.

Ao contexto rural de paz, serenidade e harmonia que me inspirou e ajudou a escrever muitas páginas dessa tese: sítio Meu Pedacinho de Chão, do meu "véio".

A todos que verdadeiramente acreditaram nessa conquista.

"A ciência conhece um único *comando: contribuir com a ciência"*

Bertold Brecht

Esse livro é resultado de uma tese, que consiste da produção de três artigos elaborados e estruturados em um eixo central de pesquisa: o debate em torno da agricultura familiar brasileira. Avalia-se o setor a partir de questões econômicas, mercadológicas e ambientais que permeiam a gestão dos produtores orgânicos/certificados e convencionais, com foco nos aspectos da sustentabilidade dos empreendimentos rurais brasileiros.

Para a implementação empírica da pesquisa foi escolhida a base de dados do Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2009), que passou por modificações relativamente ao anterior, permitindo que o estudo sobre a agricultura familiar pudesse ser realizado. As variáveis de interesse foram incorporadas nesse último censo sob o conceito do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), de acordo com a Lei 11.326, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar. Para que um estabelecimento seja classificado como de agricultura familiar, é preciso que ele atenda simultaneamente a todas as condições estabelecidas na forma da Lei:

> Art. 3º Para os efeitos desta Lei, considera-se agricultor familiar e empreendedor familiar rural aquele que pratica atividades no meio rural, atendendo, simultaneamente, aos seguintes requisitos:
>
> I - não detenha, a qualquer título, área maior do que 4 (quatro) módulos fiscais;
>
> II - utilize predominantemente mão de obra da própria família nas atividades econômicas do seu estabelecimento ou empreendimento;
>
> III - tenha renda familiar predominantemente originada de atividades econômicas vinculadas ao próprio estabelecimento ou empreendimento;
>
> IV - dirija seu estabelecimento ou empreendimento com sua família (IBGE, 2009, p. 15).

Outra novidade apresentada pelo Censo Agropecuário de 2006, com base na Lei 10.831, de 23 de dezembro de 2003, e aproveitada para este estudo, foram os dados sobre a produção orgânica de alimentos. Neste caso buscou-se compreender, sempre no universo da agricultura familiar, as diferenças entre um produtor que desenvolvia a agricultura de forma tradicional ou orgânica, e em sendo orgânica, de forma certificada ou não.

A metodologia adotada no estudo propiciou um desenho comum entre os trabalhos, tendo como método base o pareamento, realizado pela técnica de escore de propensão ou *Propensity Score Matching* (PSM). De uma forma geral o método estabelece uma comparação entre grupos de tratados e grupos de não tratados, que são os grupos de controle. No caso deste estudo foram realizadas comparações entre produtores orgânicos (tratados) e convencionais (controle) e

os produtores orgânicos com (tratados) e sem (controle) certificação.

Em busca de avanço científico relativamente a esse tipo de estudo no Brasil e no mundo, utilizaram-se métodos que, além do controle do viés de seleção para variáveis observáveis, pudessem corrigir o viés originado do não atendimento ao pressuposto da independência condicional ou *Conditional Independece Assumption* (CIA). Como o método do escore de propensão permite reduzir, mas não eliminar, o viés gerado pelos fatores não observáveis, recorreu-se então a dois métodos complementares, recentemente desenvolvidos por Millimet (2010) e Oster (2014), que proporcionaram uma consistência ainda maior aos resultados encontrados.

Quanto ao avanço para o Brasil, em termos da exploração dos dados sobre agricultura orgânica, vale registrar que esse trabalho fez três diferentes abordagens, traduzidas em três diferentes artigos, sobre o tema que raramente foram tratadas e debatidas: a primeira delas, exposta no Capítulo I, procura responder à seguinte indagação: os agricultores orgânicos brasileiros têm maior rentabilidade (lucro) que os convencionais? Acredita-se que a resposta à esta pergunta poderá auxiliar a política de Estado sobre a melhor forma de estimular o uso deste tipo de agricultura no Brasil. Apresentando o setor uma maior lucratividade, por exemplo, poder-se-ia investir em divulgação do sistema; e sendo ele menos lucrativo poder-se-ia investir em financiamento da conversão do sistema, uma vez que este é um dos principais itens de custo do modelo orgânico.

No Capítulo II é apresentado o segundo artigo, que busca avaliar o efeito da produção orgânica certificada sobre as variáveis econômicas e mercadológicas no âmbito da agricultura familiar brasileira. A hipótese sustentada, em consonância com a literatura pesquisada, é de que a certificação traz vantagens econômicas (renda e lucratividade) e comerciais (maior integração ao mercado) para os produtores. Os resultados encontrados podem auxiliar políticas públicas para que, em forma de mecanismos eficazes, apoiem os produtores orgânicos ligados à agricultura familiar com orientações técnicas e burocráticas par obtenção de certificação dos seus produtos. Outrossim, auxiliar os produtores na garantia da qualidade dos alimentos orgânicos é essencial para assegurar ao mercado consumidor a credibilidade desses produtos e é fundamental para consolidar o potencial da agricultura orgânica como instrumento para o desenvolvimento da agricultura familiar. Para tal, é imprescindível a instituição de políticas públicas que possibilitem o acompanhamento técnico qualificado junto a esses produtores rurais.

O terceiro artigo, mostrado no Capítulo III, tem como principal objetivo analisar o efeito da certificação orgânica no uso das práticas agrícolas dos

produtores ligados à agricultura familiar. Os resultados podem se tornar referência para que o governo federal, através do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, fortaleça as políticas do mecanismo de controle social para a certificação dos produtores orgânicos ligados à agricultura familiar no Brasil, que não mostrou-se eficiente quanto à redução de impactos ambientais. Além disso, O acesso do agricultor à assistência técnica aumentou as chances do uso de métodos sustentáveis, como adubação verde, controle alternativo de pragas e doenças e biofertilizante, indicando que o governo pode ampliar esses serviços junto aos agricultores familiares.

Os resultados gerais obtidos oferecem subsídios importantes para avaliação de políticas públicas, na medida em que indicam limitações econômicas para os produtores orgânicos quando comparados com os produtores convencionais. Outrossim, aponta para vantagens econômicas dos produtores certificados, em comparação aos não certificados, sinalizando uma alternativa viável por parte dos *policy makers* para aumentar a participação de produtores nesse processo. O conjunto de evidências obtidas nesta investigação permite então destacar algumas áreas de atuação para política pública, visando minimizar as dificuldades de substituir o modelo de produção convencional para o orgânico e incentivar o mecanismo de certificação vigente.

SUMÁRIO

RESUMO

Esta pesquisa buscou contribuir, por meio da elaboração de três artigos, com a discussão sobre a sustentabilidade econômica e ambiental dos produtores orgânicos,certificados ou não, e dos produtores convencionais no contexto da agricultura familiarbrasileira. O desempenho dos distintos regimes de produção foram comparados através do método de pareamento por escore de propensão, em termos de suas variáveis econômicas de renda e lucro; variáveis mercadológicas de integração ao mercado e venda direta, além de variáveis ambientais de uso de adubo químico, realização de queimadas entre outras práticas agrícolas.

O primeiro artigo, intitulado: **Comparando a lucratividade da produção orgânica e convencional na agricultura familiar: evidências para o Brasil,** verificou, através da aplicação da regressão ponderada de probabilidade inversa (IPW), que os produtores orgânicos têm aproximadamente 10% menos probabilidade de obter lucroquando comparados com produtores convencionais. Para o segundo artigo: **A certificação da produção orgânica na agricultura familiar Brasileira: uma análise econômica e mercadológica além do *Propensity Score Matching*,** os resultados confirmaram a hipótese de que produtores certificados possuem renda superior em torno de 10% e cerca de 30% a mais em sua lucratividade, quando comparados com os produtores não certificados. Para as variáveis mercadológicas, a mesma relação positiva foi encontrada, ratificando o efeito da certificação sobre a integração ao mercado e a venda direta. No terceiro artigo, intitulado **Efeito da certificação orgânica sobre as práticas agrícolas no Brasil: indícios de sustentabilidade ambiental,** os principais resultados indicam que a certificação orgânica no Brasil representa uma maior preservação das amenidades rurais, ao fomentar a redução depráticas agrícolas inadequadas (-2% e -14,9%, respectivamente para queimada e adubo químico) e a elevação de práticas agrícolas adequadas (12,3%, 4,9%, e 9,8%, respectivamente para controle alternativo, biofertilizante e adubação verde).

Em uma análise conjugada, esses resultados apontam para a importância da produção orgânica certificada vis-à-vis à produção orgânica não certificada, revelandoque talvez o fator preponderante dessa diferença seja o preço prêmio pago aos produtos certificados. Por outro lado, vale evidenciar que outros estudos com esse arranjo precisam ser realizados, como a comparação entre resultados econômicos deprodutores certificados e convencionais, não contemplados nessa pesquisa.

A robustez dos resultados permite, no entanto, sugerir políticas mais efetivas ao setor de orgânicos no Brasil, através de programas direcionados e disponibilização de recursos para financiar a conversão da agricultura convencional em orgânica. No casodas certificações, o indicativo para politicas públicas é de que haja um fortalecimentodo mecanismo de Controle Social de Venda Direta, que tem mostrado bons resultados, tanto econômicos, quanto ambientais.

PALAVRAS-CHAVE: Produção Orgânica. Certificação. Sustentabilidade Econômica e Ambiental. Escore de Propensão.

ABSTRACT

This research analyzed the economic and environmental sustainability of organic producers, who are certified or not, and the conventional ones in the Brazilian family farming context through the elaboration of three articles. It was accomplished a comparison by matching propensity score method to assess economic variables of income and profit; marketing variables of integration to the market and direct sales, aswell as environmental variables of chemical fertilizer use, conducting vegetationburning among other agricultural practices.

The first article was entitled: **Comparing the organic and conventional production profitability on family farms: Evidences for Brazil**, it was verified by applying the weighted regression inverse probability (IPW), organic producers have about 10% lesschance of getting profit when they are compared to conventional producers. For the second article: **Organic production certification in the Brazilian family farming: aneconomic and market analysis besides the Propensity Score Matching**, it has confirmed the hypothesis of certified producers have an income at about 10% and about 30% more profitability, compared to non-certified producers. For the marketing variables, the same positive relationship was found, ratifying the certification effect onthe integration market and direct sale. The third article was entitled: **Organic certification effect on agricultural practices in Brazil: environmental sustainability evidences,** the main ones indicate organic certification in Brazil represent a greater preservation of rural amenities, to promote the reduction of inappropriate agricultural practices (-2% and -14.9%, respectively, for vegetation burning and chemical fertilizer) and appropriate agricultural practices elevation (12.3%,4.9% and 9.8% respectively for alternative control, bio-fertilizer and green manure).

In a combined analysis, those ones point to the importance of certified organic production vis-à-vis the organic production not certified, showing that perhaps the mostimportant factor of this difference is the price premium paid for certified products. On the other hand, it is evident that further studies with this arrangement must be made, as the comparison between economic certificates and conventional producers, which are not covered in this survey.

Although the robustness of the results allows suggesting more effective policies to organic sector in Brazil through directed programs and availability of resources to finance the conversion from conventional agriculture to organic. In the case of certifications, the target for public policies is that there is a Social Direct Selling controlmechanism strengthening, which has shown good results, both economic and environmental.

KEYWORDS: Organic Production. Certification. Economic and Environmental Sustainability. Propensity Score.

COMPARANDO A LUCRATIVIDADE DA PRODUÇÃO ORGÂNICA E CONVENCIONAL NA AGRICULTURA FAMILIAR: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

1 I INTRODUÇÃO

A agricultura orgânica é um dos setores de crescimento mais elevado na indústria global. De acordo com o IFOAM (2015), o número de produtores orgânicos em 2013 era de aproximadamente 2 milhões em todo o mundo. Desse total, 36% encontravam-se na Ásia, 29% na África e 17% na Europa. Os países com maior número de produtores orgânicos foram Índia com 650.000, Uganda com 189.610 e México com 169.703.

A agricultura orgânica é praticada em uma ampla gama de ambientes em todo o mundo (OELOFSE ET AL., 2010), mas merecem realce os países emergentes e em desenvolvimento que, de acordo com o SEBRAE (2014), contemplam mais de 80% de todos os produtores orgânicos mundiais. A Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (UNCTAD, 2011) argumenta que a adoção da agricultura orgânica nos países em desenvolvimento produz benefícios sociais, culturais e econômicos.

Willer et al. (2009) destacam que o crescimento do setor tem sido impulsionado em escala global por uma forte influência dos mercados consumidores americano e europeu. Segundo Sneddon et al. (2006), este incremento teria se dado como uma resposta da sociedade a um modelo de desenvolvimento sustentável pós-Brundtland; já Barham e Weber (2012), além das questões sociais e ambientais, relacionadas às questões de sustentabilidade de Brundtland, destacam, especialmente, as preferências dos consumidores devido aos seus impactos positivos sobre a saúde.

Por outro lado, uma grande parte da literatura centra-se na compreensão dos fatores que motivam os agricultores a adotarem práticas de agricultura orgânica, incluindo competências de gestão, condições agroclimáticas e considerações sociais (KHALEDI et al., 2010, VELDSTRA et al. (2014), além da preocupação com o meio ambiente e a decisão de adotar práticas ambientalmente mais corretas (LÄPPLE E VAN RENSBURG, 2011; MZOUGHI, 2014; KLEEMAN E ADBULAI, 2013; TAKAHASHI E TODO, 2013). Para estes autores fortes crenças éticas aumentam o desejo de ser um produtor orgânico. Hogh-Jansen et al. (2009), por sua vez, explicitam a garantia dos meios de subsistência e segurança e o aumento de rendimentos do produtor como as motivações econômicas para a condução à agricultura orgânica.

Os estudos não são completamente unânimes e, relativamente aos rendimentos, há divergências de evidências empíricas importantes de serem relatadas. Alguns desses estudos compararam o desempenho econômico-financeiro de propriedades orgânicas e convencionais para mostrar as diferenças entre estas duas alternativas, a exemplo de

Dabbert (1994); Offermann e Nieberg (2000); Patil et al. (2014); Delbridge et al. (2013); Rattanasuteerakul e Thapa (2011); Kerselaers et al. (2007); Connolly e Klaiber (2014); Uematzu e Mishra (2012); e Kuminoff e Wossink (2009). Embora esses trabalhos variem em suas metodologias, eles mostram ganhos relativamente maiores da agricultura orgânica, devido principalmente aos valores de preço-prêmio recebidos.

Outros estudos, no entanto, mostram que os custos de produção relativos à produção orgânica durante o período de conversão são relativamente altos, afetando assim a lucratividade dos empreendimentos (BELTRÁN-ESTEVE E REIG- MARTÍNEZ, 2014; WINEN, 2012; STONEHOUSE ET AL. 2001; BUTLER, 2002). Além dos custos de conversão, sobre os cultivos orgânicos incorrem elevados custos de mão-de-obra, situação que, mesmo levando em consideração as receitas maiores advindas de preços prêmio, pode inviabilizá-los economicamente. Em alguns países, inclusive, a lucratividade só pode ser alcançada graças aos subsídios dos governos direcionados aos custos dessas atividades, que são decisivos para a sua viabilidade econômica (GREER ET AL., 2008; LOHR E SALOMONSSON, 2000).

Das conclusões tiradas pelos estudos citados, a viabilidade da produção orgânica, ao estar condicionada à obtenção de um preço-prêmio, pode estar ligada à disposição de alguns consumidores de pagarem mais por esses produtos. E em alguns casos está conectado também à decisão de alguns governos de apoiarem esta produção (KALLAS ET AL., 2010).

Todavia, apesar da importância da discussão levantada e dos resultados obtidos pelos artigos destacados, observa-se que os mesmos carregam um relativo viés de seleção[1] na análise; estes trabalhos podem ser divididos em dois grupos. No primeiro grupo estão os trabalhos de Läpple e Rensburg (2011), que usaram um Logit Multinomial para determinar a diferença entre adeptos mais tardios, médios e mais precoces, para responder aos fatores econômicos e não econômicos ao aderir à agricultura orgânica; de Khaledi et al. (2010), que buscaram identificar os fatores que encorajam e desencorajam os produtores a adotarem a agricultura orgânica com o uso de um Modelo Tobit; de Delbridge et al. (2013) que, através de uma análise de eficiência estocástica com relação a uma dada função, exploraram a viabilidade econômica da criação de ovinos convencional e orgânica; e de Tzouramani et al. (2011), que usaram o critério de controle estocástico para medir o retorno líquido das fazendas de acordo com o tamanho da propriedade. Entre outros estudos com métodos diferenciados, mas que repercutem o mesmo viés (PATIL ET AL., 2014; BELTRAN-ESTEVE ET AL., 2014; KALLAS ET AL., 2010; BREUSTEDT ET AL., 2011; OELEFSE ET AL., 2010).

O segundo grupo é composto por aqueles trabalhos que procuraram corrigir parte do viés encontrado nos trabalhos anteriores, fazendo-o sobre as características observáveis

1 Em determinadas estimações, o parâmetro de interesse β pode ser estimado de forma incorreta devido à correlação entre a participação no programa (T) e a parte não observável (ε). Esse problema recebe o nome de auto-seleção e sua magnitude é denominada de viés de auto-seleção (GERTLER ET AL. , 2011).

do modelo. Estes trabalhos basicamente utilizaram a técnica de pareamento através do escore de propensão (BOLWIG ET AL., 2009; HENSON ET AL., 2011; KASSIE ET AL., 2008; BLACKMAN E NARANJO, 2012; JENA ET AL. 2012; RUBEN E FORT, 2012; CHIPUTWA ET AL, 2015; UEMATZU E MISHIRA, 2012; KLEEMANN E ABDULAI, 2013).

Os estudos do segundo grupo, entretanto, ainda podem conter um viés relacionado a uma possível correlação das variáveis não observáveis[2] com o resultado do modelo. Não foi encontrado nenhum estudo sobre o assunto que tivesse procurado identificar ou corrigir esse tipo de erro.

Diante disso, com o objetivo de comparar a lucratividade de produtores familiares orgânicos e convencionais do Brasil, reparando os erros de seleção oriundos das variáveis observáveis, esse trabalho também propõe a utilização da técnica de pareamento por escore de propensão. Diferentemente dos demais, entretanto, de forma incremental e buscando identificar se as variáveis não observáveis estão influenciando o modelo proposto, será realizado o teste de robustez desenvolvido por Oster (2013, 2015). Somente se as variáveis omitidas não forem importantes no modelo é que se terá assegurada a hipótese da independência condicional[3].

Tais métodos procuram resolver o problema teórico e metodológico encontrado na literatura e empiricamente auxiliarão na reposta da seguinte indagação: os agricultores orgânicos brasileiros têm mais rentabilidade (lucro) que os convencionais? A hipótese que envolve a problemática da pesquisa é de que os produtores orgânicos detêm lucros inferiores aos dos convencionais. Esse pressuposto se sustenta nas evidências de que não existe ainda no Brasil um mercado tão forte de produtos orgânicos (0,7% das vendas de orgânicos no mundo, de acordo com o SEBRAE, 2014) – comparativamente ao americano e europeu (90% das vendas globais, segundo a IFOAM, 2015) – disposto a pagar um valor que compense os custos que envolvem a agricultura orgânica.

Os resultados confirmaram a hipótese indicando que os produtores orgânicos obtêm um lucro em torno de 10% menor, quando comparados aos convencionais. O teste de robustez realizado sugeriu que esses resultados não são influenciados por variáveis omitidas, significando, em outros termos, que o menor lucro obtido pelos produtores orgânicos em relação aos produtores convencionais se devem tão- somente à produção orgânica, e que as variáveis de controle utilizadas esgotam os fatores explicativos do lucro na agricultura familiar.

Além dessa seção introdutória, o artigo está estruturado da seguinte forma: a seção 1.2 apresenta um panorama da agricultura familiar e orgânica no Brasil. A seção 1.3 descreve os dados usados na análise. A metodologia do estudo é exposta na seção 1.4.

2 Uma das variáveis omitidas que podem influenciar a decisão em se tornar um produtor orgânico é a "capacidade gerencial", por exemplo. Ela diz respeito ao agricultor ser capaz de gerir o empreendimento de forma adequada ao novo sistema (como lidar com as novas variedades, alterar datas de semeaduras de pragas, detectar problemas antes que causem danos e reconhecer suas soluções) (WINEN, 2012).

3 Em inglês *Conditional Independence Assumption* (CIA) significa que os resultados potenciais independem da participação do programa dadas as características observáveis, conforme detalhado na seção 4 desse estudo.

Na seção 1.5, os são mostrados e analisados. Por fim, na última seção, as considerações finais são apresentadas.

2 I AGRICULTURA ORGÂNICA NO BRASIL

Segundo a Associação de Agricultura Orgânica – AAO (2015), o sistema de produção orgânica não permite o uso de fertilizantes sintéticos, agroquímicos, aditivos sintéticos para a alimentação animal, reguladores de crescimento, transgênicos e exploração de mão-de-obra. Deve ser usado esterco animal, adubo verde, rotação de cultura, compostagem e controle biológico de pragas e doenças, buscando manter a estrutura e a produtividade do solo.

Ormond et al. (2002) salientam que a agricultura orgânica propõe uma retomada do uso de antigas práticas agrícolas, adaptando-as, porém, às tecnologias de produção agropecuárias mais modernas. O objetivo desse sistema, sob o ponto de vista dos autores, é aumentar a produtividade, causando o mínimo de interferência nos ecossistemas.

No Brasil, a Lei no 10.831, de 23/12/03, que dispõe sobre agricultura orgânica, a define como:

> "...sistema de produção agropecuária em que se adotam técnicas específicas, mediante a otimização do uso dos recursos naturais e socioeconômicos disponíveis e o respeito à integridade cultural das comunidades rurais, tendo por objetivo a sustentabilidade econômica e ecológica, a maximização dos benefícios sociais, a minimização da dependência de energia não-renovável, empregando, sempre que possível, métodos culturais, biológicos e mecânicos, em contraposição ao uso de materiais sintéticos, a eliminação do uso de organismos geneticamente modificados e radiações ionizantes, em qualquer fase do processo de produção, processamento, armazenamento, distribuição e comercialização, e a proteção do meio ambiente" (EMBRAPA, 2007, p. 19).

Para uma melhor compreensão da agricultura orgânica no Brasil, as subseções seguintes fornecem dados e informações sobre aspectos de produção e mercado do setor.

O Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2009) registrou apenas 90.497 estabelecimentos agropecuários ligados à agricultura orgânica (1,7% do total). Entre os setores, a produção orgânica tem maior participação no grupo que abrange horticultura e floricultura. Esse setor é o mais representativo, com 4% de produtores orgânicos em relação ao total de estabelecimentos agropecuários (Tabela 1.1).

Na aquicultura, cerca de 3% têm produção orgânica e, nos demais grupos, os estabelecimentos com esse tipo de produção não ultrapassam 1,7% A lavoura temporária e a pecuária e criação de outros animais representam um contingente maior em termos absolutos, mas em termo relativos também ficam abaixo da média do total de orgânicos do país (HORTIFRUTI BRASIL. 2009).

Atividade Econômica	TOTAL Agropecuário	ORGÂNICO Total	%
Horticultura e Fruticultura	200.380	8.900	4%
Aquicultura	11.911	371	3%
Lavoura Temporária	1.908.650	30.168	1,5%
Pecuária e Criação de Outros Animais	2.277.214	38.014	1,6%
Outras	777.334	13.494	1,7%
Total Geral	5.175.489	90.497	1,7%
Total Agricultura Familiar	4.368.112	76.380	1,7%

Tabela 1.1 – Participação Relativa das Atividades Econômicas da Produção Orgânica no Brasil

Fonte: Adaptação Hortifruti Brasil, 2009.

No total, são mais de 20 mil produtores orgânicos representando a horticultura e fruticultura e a lavoura permanente, incluindo os produtores orgânicos certificados, conforme Tabela 1.2.

Estados	Total de Orgânicos	
	Horticultura/ Fruticultura	Lavoura Permanente
Paraná	1517	562
Minas Gerais	1279	1449
Rio Grande do Sul	1235	545
São Paulo	1256	575
Bahia	964	2673
Pernambuco	685	571
Outros	3082	4212

Tabela 1.2 – Principais Estados Produtores de Fruticultura e Lavoura Permanente de Orgânicos

Fonte: Adaptação Hortifruti Brasil, 2009.

O grupo de horticultura e fruticultura tem mais inserção na região Sul do país e quando se junta a São Paulo e Minas Gerais, produz mais de 50% de produtos orgânicos desse setor. Em relação às culturas permanentes sob manejo orgânico, cerca de 40% concentram- se em somente dois estados: Bahia e Minas Gerais. Em se tratando de culturas permanentes, o destaque é o café, seguido da fruticultura exportadora. O maior número de estabelecimentos de culturas permanentes com certificação de orgânico também está nas regiões Sudeste e Sul do País.

Analisando a demanda do mercado de alimentos orgânicos, que movimentou aproximadamente 72 bilhões de dólares em 2013[4] (ORGANIC MONITOR, 2014), o Brasil participou de forma modesta neste cenário, com 800 milhões de dólares. Destaque deve

4 Para entender a evolução desse mercado, em 1999 a demanda por alimentos orgânicos era de 15,2 bilhões de dólares (ORGANIC MONITOR, 2014).

ser dado para Estados Unidos com 27,8 bilhões de dólares, para a Alemanha com 8,7 bilhões de dólares e para a França, com 5 bilhões de dólares (IFOAM, 2015).

Como mencionado por Abreu et al. (2009), o Brasil é o maior consumidor de produtos orgânicos da América Latina, mas esse consumo não chega a 1% do mercado mundial de alimentos. Boa parte da produção brasileira é adquirida pelo mercado internacional, sobretudo Japão, Estados Unidos e União Européia. As exportações giram em torno de 70% da produção orgânica nacional, sendo que 80% de toda a produção é derivada da agricultura familiar.

3 | DADOS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA

3.1 Origem e Característica dos Dados

Esse estudo utiliza os microdados do Censo Agropecuário de 2006, desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O Censo 2006 pesquisou agricultores em todo o território nacional, abordando dados estruturais que contemplaram informações detalhadas sobre as características do produtor e do estabelecimento, da economia e do emprego no meio rural, relativamente à pecuária, lavoura e agroindústria.

O Censo 2006 refere-se a todos os estabelecimentos agrícolas, mas esta pesquisa limita-se a estudar a agricultura familiar[5]. A utilização desse conceito, contudo, e conforme alerta o próprio relatório do Censo (IBGE, 2009), pode trazer uma ligeira superestimação do público pertencente à agricultura familiar. Isso acontece porque o conceito de agricultura familiar está relacionado à unidade familiar, enquanto que a propriedade está relacionada à unidade de produção. Embora a situação mais comum seja a de que a família esteja associada a uma única categoria, há casos de famílias com mais de um estabelecimento agrícola, o que faz com que cada propriedade seja uma unidade familiar e assim ocorra uma leve superestimação. Este fato, entretanto, não interfere no desenvolvimento do estudo em questão.

3.2 Definição das Variáveis

O Quadro 1.1 destaca as definições das variáveis utilizadas na análise. As variáveis dependentes escolhidas levaram em consideração os princípios descritos pela IFOAM sobre agricultura orgânica, as variáveis utilizadas nos principais trabalhos analisados e a disponibilidade de informações do Censo Agropecuário de 2006.

As três primeiras variáveis expostas no Quadro 1.1 (Pessoal Ocupado, Ln (Lucro) e Financiamento para Investimento) representam as variáveis dependentes e estão relacionadas às questões econômicas com as possíveis vantagens ou desvantagens em

5 Adota-se assim o conceito do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), de acordo com a Lei 11.326, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Rurais Familiares.

se tornar um produtor orgânico.

Na literatura, há muitos trabalhos que usam variáveis econômicas, como: renda não agrícola (LÄPPLE E RENSBURG, 2011); produção e produtividade (DELBRIDGE ET AL.,2013; LAMPKIN E PADEL, 1994; NIEBERG E OFFERMAN, 2002); preço prêmio (NIEBERG E OFFERMAN, 2002; HAMM ET AL, 2004) e custos de produção (PADEL E LAMPKIN, 1994). Semelhante às variáveis dependentes dessa investigação, destacam-se os estudos de Nieberg e Offerman (2002), Wynen (2012) e Stonhouse et al. (2001), sobre lucratividade.

Variáveis	Definição
Dependentes	
Pessoal Ocupado	Número de pessoas ocupadas no estabelecimento.
Ln (Lucro)	Log de Lucro (Receita Total – Despesa Total)
Financiamento para Investimento	Se o produtor obteve financiamento para realizar investimento no ano de 2006 (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Explicativas	
Gênero*	Gênero (igual a 1 se Masculino e 0, Feminino)
Idade*	Idade (contínua)
Experiência*	Número de anos na atividade agropecuária (contínua)
Educação Fund. Completo*	Se possui ensino fundamental completo (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Educação Ensino Médio*	Se possui ensino médio completo (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Educação Técnica Agrícola*	Se possui ensino técnico agrícola (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Educação Superior*	Se possui ensino superior (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Assentamento	Se o estabelecimento é ligado a projeto de assentamento de famílias (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Cooperativa	Se participa de cooperativa (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Internet	Se possui internet (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Orientação Técnica	Se recebeu algum tipo de orientação técnica (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Orientação Técnica do Governo	Se a origem da orientação técnica foi do governo (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Orientação Técnica de. Cooperativa	Se a origem da orientação técnica foi de cooperativas (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Orientação Técnica ONG	Se a origem da orientação técnica foi de ONG's (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Área Própria	Tamanho da área própria em ha
Não precisou financiamento	Se não obteve financiamento porque não precisou (igual a 1 se sim e 0, caso contrário
Não financiou falta garantia	Se não obteve financiamento por falta de garantia (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Não financiou Medo	Se não obteve financiamento por medo (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
PRONAF	Se a origem do financiamento foi do PRONAF (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)

Quadro 1.1 – Descrição das Variáveis

Nota: *Refere-se ao chefe da família do estabelecimento agropecuário; ** Refere-se ao ano de 2006;

Para traçar o perfil dos produtores foram utilizadas as variáveis: gênero, idade, experiência e escolaridade, sendo essas comuns na maioria dos trabalhos analisados. As demais variáveis perfazem as características da propriedade e questões institucionais e governamentais de interesse, escolhidas de acordo com sua influência tanto na decisão de se tornar produtor orgânico, quanto nos resultados de interesse já expostos (lucro, pessoal ocupado e financiamento para investimento).

3.3 Estatística Descritiva

A estatística descritiva das variáveis está apresentada na Tabela 1.3, sendo a primeira coluna para os produtos orgânicos, a segunda para os tradicionais, e a última para a diferença entre os dois tipos de produtores analisados.

Variáveis	Orgânicos	Convencionais	Diferenças
Pessoal Ocupado	3.011 (2.995)	2.819 (5.992)	192*
Ln(lucro)	7.569 (1.904)	7.694 (1.947)	-125*
Financ. Investimento	.089 (.286)	.078 (.269)	.011*
Gênero (masculino=1)	.848 (.358)	.862 (.344)	-.014*
Idade	50.650 (14.442)	49.944 (14.929)	706*
Experiência	.810 (.392)	.802 (.398)	.008*
Educação			
Fund. Completo	.649 (.477)	.660 (.473)	-.011*
Ensino Médio	.078 (.269)	.057 (.233)	.021*
Téc. Agropec.	.001 (.041)	.000 (.028)	.001*
Superior Completo	.023 (.152)	.012 (.112)	.011*
Assentamento	.139 (.346)	.117 (.321)	.022*
Cooperativa	.081 (.273)	.091 (.288)	-.010*
Internet	.014 (.119)	.008 (.090)	.006*
Orient.Técnica			
Geral	.212 (.409)	.190 (.392)	.022*
Governo	.128 (.334)	.091 (.287)	.037*
Cooperativa	.022 (.147)	.038 (.191)	-.016*
ONG	.008 (.094)	.001 (.032)	.007*
Área Própria	15.22 (42.33)	16.72 (33.87)	-1.50
Não financ. por medo	.199 (.399)	.179 (.383)	.020*
Observações	**74.805**	**4.291.462**	

Tabela 1.3 – Estatística Descritiva

Nota: Erros padrão entre parênteses. * representa significância p<1%.

Quando os resultados de interesse dos produtores orgânicos e convencionais são comparados, observa-se pouca diferença entre eles, com destaque para ln (lucro), que se apresenta menos favorável ao produtor orgânico[6]. As variáveis que caracterizam o produtor: sexo, idade, experiência e nível de instrução, apresentam, da mesma forma uma semelhança entre os dois tipos de produtores analisados. Especialmente em relação à

6 Essa diferença representa tão-somente a diferença de característica entre os produtores, mas que ainda não pode ser interpretada como resultado da atividade.

variável nível de instrução, quando subdividida para Ensino Fundamental Completo, existem mais produtores com essa formação entre os convencionais do que entre os orgânicos. Conforme se exige mais do nível educacional, essa relação se inverte, mostrando, por exemplo, que para nível superior há quase o dobro a mais de produtores graduados entre os orgânicos do que entre os convencionais.

Para as variáveis econômicas e institucionais, destaque para a orientação técnica que, apesar de diferenças pouco relevantes, mostram que há um contingente maior de assistidos entre os orgânicos do que entre os convencionais, independentemente se a orientação foi dada pelo governo ou ONG. Em relação à orientação técnica fornecida por cooperativas, entretanto, a relação se inverte, estando esse tipo de assistência mais presente entre os convencionais, ressaltando a irrelevância estatística da diferença entre os tipos de produtores.

A maioria das variáveis apresentam relações similares, no entanto, duas delas (internet e não financiamento por medo), que foram criadas como uma *proxy* para acesso à informação e aversão ao risco, respectivamente, merecem alguma atenção. Mesmo com valores semelhantes entre produtores orgânicos e convencionais, o uso da internet é maior entre os orgânicos, possivelmente pelo fato de também terem maior acesso à educação (com exceção de ensino fundamental). Já em relação ao medo de obter financiamento, os produtores orgânicos apresentam um maior contingente de produtores com o perfil de aversão ao risco.

4 | METODOLOGIA

Este artigo realiza uma avaliação cujo interesse principal é a inferência causal entre o tratamento e o efeito. Assim, para a finalidade desse trabalho – comparar a lucratividade entre produtores orgânicos e convencionais – utiliza-se o método conhecido como *matching* ou pareamento.

Para Caliendo e Kopeinig (2005), todo estudo de avaliação microeconométrica tem que suplantar o problema de avaliação fundamental e tratar da possível ocorrência de viés de seleção. O maior problema surge quando se quer conhecer a diferença entre o resultado dos participantes de um programa com e sem tratamento. Nesse trabalho, pode-se denotar essa diferença entre os produtores orgânicos (tratados) e os produtores convencionais (não tratados ou controle). Porém, não é possível observar os resultados dos mesmos indivíduos tratados e não tratados ao mesmo tempo. Esse problema é conhecido como viés de seleção e pode ser solucionado por meio da abordagem de pareamento em questão.

A Figura 1.1 a seguir traz as etapas pelas quais a técnica de pareamento foi aplicada nesse estudo, com cada conteúdo explicado nas subseções seguintes.

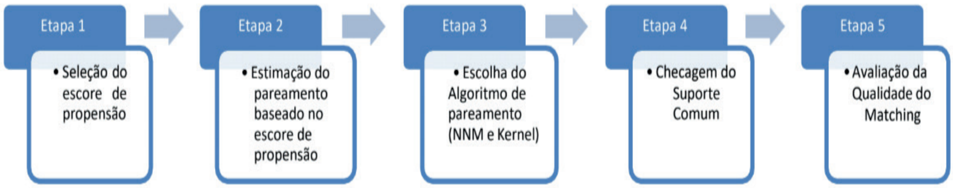


Figura 3.1 – Etapas de implantação do pareamento

Fonte: Adaptado de Caliendo e Kopeinig (2005)

4.4 Seleção do Escore de Propensão

Para a escolha do estimador mais adequado à proposta dessa pesquisa foi importante alicerçar sua base no quadro de referência sobre avaliação de impacto, cujo modelo mais conhecido é o de Roy-Rubin (ROY, 1951; RUBIN, 1974), também denominado abordagem do resultado potencial. O principal pilar desse modelo são os indivíduos, o tratamento e o resultado potencial ou de interesse. Optando por um tratamento binário, o indicador de tratamento Oi se igualou a 1 se o indivíduo i recebeu tratamento (produtores orgânicos) e 0, caso contrário (produtores convencionais). O efeito de tratamento para um indivíduo i foi assim definido:

$$Y_i = Y_i(0)\,(1 - W_i) + Y_i(1)\,W_i = Y_i(0) + W_i(Y_i(0) - Y_i(1)) \quad (1)$$

A respeito do parâmetro de interesse usado, optou-se pela estratégia de estimação que recebe maior atenção na literatura, que é a do Efeito de Tratamento Médio nos Tratados (ATT) (ROSENBAUM E RUBIN, 1983). Esse parâmetro representa a diferença entre os resultados dos tratados (produtores orgânicos) e os resultados dos não-tratados se eles tivessem sido tratados (produtores convencionais):

$$\beta_{ATT} = E[\beta_i | O = 1] = E[y_{1i} | x, O = 1] - E[y_{0i} | x, O = 1]| \quad (2)$$

O segundo termo é o contrafactual, que não é observável e precisa ser estimado. Após o pareamento no escore de propensão, pode-se comparar os das observações tratadas e de controle.

$$\beta_{ATT} = E[\beta_i | p(x)\; O = 1] = E[y_{1i} | p(x), O = 1] - E[y_{0i} | p(x), O = 0]| \quad (3)$$

A Equação 3 contempla as duas hipóteses chaves impostas ao estimar o pareamento pelo escore de propensão: primeiro, a seleção nas observáveis requer que a participação no programa seja independente dos resultados, condicional nas covariáveis. Essa hipótese

é conhecida por independência condicional ou *Condicional Independence Assumption* (CIA) e pode ser expressa conforme Equação 4:

$$Y_0, Y_1 \perp O|X, \qquad \forall \qquad X \tag{4}$$

Isso implica que a seleção é somente baseada nas características observáveis e que todas as variáveis que influenciam a designação do tratamento e os resultados de interesse são simultaneamente observados pelo pesquisador. Em outras palavras, ao condicionar pelo escore de propensão, há uma implicação de que a distribuição das covariáveis para os produtores convencionais são equilibrados de uma forma que sejam muito semelhantes à distribuição de covariáveis dos produtores orgânicos.

A segunda hipótese requer que existam unidades em ambos os grupos, orgânicos e convencionais, para cada característica X na qual se deseja comparar. Esse pressuposto é chamado de suporte comum, sendo expresso da seguinte maneira:

$$0 < P(O = 1|X) < 1 \tag{5}$$

Essa suposição assegura que indivíduos com os mesmos valores de X têm uma probabilidade positiva de serem ambos participantes e não participantes (HECKMAN ET AL, 1998). Para esse estudo significa que a distribuição de características observadas para os produtores convencionais é semelhante a dos produtores orgânicos.

4.5 Estimação do Pareamento Baseado no Escore de Propensão

Ao estimar um escore de propensão, duas escolhas devem ser feitas. A primeira refere-se ao modelo a ser usado para a estimação, e a segunda se dá sobre as variáveis a serem incluídas no modelo.

Em relação ao modelo de regressão, nesse trabalho deu-se preferência ao probit binomial (1 = orgânico; 0 = convencional). Este consegue derivar os problemas mais conhecidos de probabilidade linear, especialmente as diferenças da forma funcional quando a variável resposta estiver altamente inclinada e as predições estiverem fora do limite de probabilidade [0,1] (SMITH, 1997).

Dessa forma, para representar se o agricultor é orgânico ou não, a seguinte equação foi produzida:

$$\Pr(O = 1|X) = \Phi(X'\beta) \tag{6}$$

em que O indica a produção orgânica, X o vetor de regressores assumidos para influenciar o resultado de interesse, Φ é a função de distribuição cumulativa (CDF) da distribuição normal, e β os parâmetros dos estimadores de máxima verossimilhança. A

estratégia empírica desse estudo está desenhada pela Equação 7. Ele expressa a principal equação de interesse sobre o efeito da produção orgânica nos resultados de interesse da agricultura familiar brasileira.

$$Y = \alpha + \beta O + X'\delta + \varepsilon \qquad (7)$$

Y representa os resultados de interesse (ln (lucro), pessoal ocupado e financiamento para investimento), O é a variável *dummy* que toma o valor igual a 1 quando o produtor é orgânico e 0, caso contrário, X é um vetor de variáveis de controle (descritos na Tabela 1.1), ε é o termo de erro e β é o efeito da produção orgânica sobre os resultados já descritos.

Além da regressão OLS, comum em muitos estudos dessa natureza, as estimações também consideraram a ponderação da probabilidade inversa (IPW), uma metodologia desenvolvida para explicar a falta completa e a seleção de viés causado pela não aleatorização de observações, ou à falta de algumas informações em um subgrupo da população (ROBBINS E ZHAO, 1994).

Quanto à escolha das variáveis, levou-se em consideração que a construção da estratégia de pareamento na independência condicional requer que as variáveis de resultado sejam independentes do tratamento condicionado no escore de propensão, o que demanda a escolha de um conjunto de variáveis X que satisfaçam essa condição. Dessa forma, foram escolhidas variáveis que influenciassem simultaneamente a decisão de participação (ser orgânico ou não) e os resultados de interesse (lucro, pessoal ocupado e financiamento para investimento), evitando o recomendado por Heckman et al. (1998), de que as variáveis omitidas pudessem causar viés nas estimações.

Outra consideração respeitada nessa escolha foi a de contemplar a base da literatura econômica, analisando o conhecimento de pesquisas anteriores e o seu arcabouço institucional (SMITH E TODD, 2005). Por último, e não menos relevante, foi testada a significância estatística do conjunto de variáveis a serem incluídas no escore de propensão. Para isso, foram adicionadas de forma gradativa, variáveis como: idade, escolaridade, experiência e gênero. Depois acrescentadas as demais variáveis para a especificação (orientação técnica, cooperativa, internet, medo financiamento, entre outras), desde que tivessem significância estatística ao nível convencional (HECKMAN ET AL., 1997).

4.6 Escolha dos Melhores Algoritmos: Entre a Eficiência e a Menor Variância

Todos os estimadores de pareamento comparam o resultado de um indivíduo tratado com os de indivíduo de grupo não tratado (controle). Os estimadores de pareamento baseado no escore de propensão diferem não somente na forma com a qual cada indivíduo tratado é definido na vizinhança e o problema do suporte comum é manuseado, mas também com respeito aos pesos atribuídos a esses vizinhos. Para esse estudo, dadas

as vantagens que apresentam, optou-se por dois diferentes algoritmos de pareamento: *Nearest Neighbour Matching* (NNM) e Kernel.

4.6.1 *Nearest Neighbour Matching* **(NNM)**

O estimador de pareamento mais direto e eficiente é o método de pareamento do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbour Matching - NNM*). Ele envolve a escolha de indivíduos adeptos e não adeptos que estão mais próximos em termos de escores de propensão como parceiros correspondentes. No NNM o número de controles pareados com a observação i є T por N^c_i e define o peso $w_{ij} = \frac{1}{N_i^c}$ se $j \in c_i$ e $w_{ij} = 0$ ao contrário. Assim, segundo Heckman et al. (1997), pode-se escrever:

$$ATT = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} [Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^O] \qquad (8)$$

onde os pesos w_j são definidos por $w_j = \sum_i w_{ij}$.

4.6.2 *Kernel*

Kernel é um estimador de pareamento não paramétrico que usa médias ponderadas de todos os indivíduos no grupo de controle para construir o resultado contrafactual. A maior vantagem dessa abordagem é a menor variância encontrada por conta de que mais informações são usadas. No método Kernel, cada observação tratada i é pareada com algumas observações de controle, com pesos inversamente proporcionais à distância entre as observações tratadas e de controle. Para o pareamento baseado no escore de propensão, os pesos são assim definidos:

$$w(i,j) = \frac{K\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{j=1}^{n0} K\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)} \qquad (9)$$

Assim, os pesos positivos atribuídos para comparar observações com escore de propensão similar àquelas observações dos tratados declinam com a distância do escore de propensão.

4.7 Checagem do Suporte Comum

No item 1.4.2 foi visto que o ATT deve ser definido em uma região de suporte comum. É preciso então verificar a sobreposição e a região de suporte comum entre grupos de tratados e de controle. Para esse estudo, essa checagem foi feita pela análise visual da densidade de distribuição do escore de propensão de ambos os grupos por ser o mais recomendado pela literatura econômica (LECHNER, 2000). Assim, isentou-se de recorrer a métodos mais formais. Transportando essa ideia para o estudo, significa dizer que, ao implementar o suporte comum, fica assegurada que qualquer combinação de características observada no grupo dos produtores orgânicos possa também ser observada no grupo dos produtores convencionais.

Quanto à abordagem de comparação de mínimo e máximo, que tem como critério básico deletar todas as informações quando o escore de propensão é menor que o mínimo

e maior que o máximo no grupo oposto, essa não pôde ser executada devido a uma censura para processar "mínimos e máximos" definida pelo IBGE quanto aos dados analisados do Censo de 2006.

Para avaliar possíveis falhas dessa abordagem, estipulou-se que os indivíduos que ficassem fora da região de suporte comum fossem descartados e, para esses indivíduos, o efeito do tratamento não seria estimado. Se evidenciada uma proporção menor de indivíduos nessa situação, não haveria com que se preocupar.

4.8 Avaliação da Qualidade do Pareamento e do Efeito da Estimação

Um passo importante que esse estudo adotou foi examinar o balanceamento da distribuição das variáveis relevantes, tanto para o grupo de tratados quanto para o grupo de controle, no sentido de determinar quais interações e termos de ordem maior foram inclusos para o conjunto das covariáveis X. Obviamente, a ideia básica foi comparar a situação antes e depois do pareamento e checar se permanecem quaisquer diferenças após condicionar no escore de propensão.

Rosenbaum e Rubin (1983) apresentam um teorema definido para esse trabalho da seguinte forma:

$$X \perp O|P(O = 1|X) \quad (10)$$

Isso significa que, depois do condicionamento em P(O = 1|X), um condicionamento adicional em X poderia fornecer novas informações sobre a decisão de ser orgânico. Segundo Smith e Todd (2005), se ainda há dependência em X depois disso, deve ser realizada uma nova especificação no modelo usado para estimar P(O = 1|X).

Rosenbaum e Rubin (1985) também sugerem adotar o viés padronizado, um indicador apropriado, segundo os autores, para avaliar a distância na distribuição marginal das variáveis X. Assim, para cada variável X, ele é definido como a diferença das médias amostrais dos produtores orgânicos (tratados) e sub-amostras pareadas de produtores convencionais (controle) como um percentual da raíz quadrada da média das variâncias amostrais em ambos os grupos. Esse indicador foi assim definido para antes do pareamento:

$$VP_{antes} = 100.\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)}{\sqrt{0,5.(V_1(X) + V_0(X))}} \quad (11)$$

E também para depois do pareamento:

$$VP_{depois} = 100.\frac{(\bar{X}_{1P} - \bar{X}_{0P})}{\sqrt{0,5.(V_{1P}(X) + V_{0P}(X))}} \quad (12)$$

onde X_1 (V_1) é a variância média no grupo de tratamento antes do pareamento e X_0 (V_0) o equivalente para o grupo de controle. X_{1M} (V_{1M}) e X_{0M} (V_{0M}) são os valores correspondentes para as amostras pareadas. Um possível problema com o viés padronizado, segundo

Caliendo e Kopeinig (2005), é que não se tem uma identificação clara para o êxito dos procedimentos de pareamento, embora em muitos estudos empíricos uma redução do viés entre 3 e 5% é considerada como suficiente.

Ainda na avaliação da qualidade do pareamento, o presente estudo utilizou o t-test, numa abordagem que usa o teste t de duas amostras para verificar se há diferenças significantes nas médias das covariáveis para ambos os grupos (ROSENBAUM E RUBIN, 1985). Nesse estudo, as covariáveis foram balanceadas tanto no grupo dos orgânicos quanto no grupo dos convencionais, no sentido de encontrar diferenças significantes.

Finalmente, quanto ao pseudo-R^2, o mesmo foi direcionado para analisar quão bem os regressores X explicam a probabilidade de participação. A ideia é que depois do pareamento não deve haver diferenças sistemáticas na distribuição das covariáveis entre os grupos dos orgânicos e convencionais. O resultado desse teste depois do pareamento deve então ser muito baixo, próximo a zero.

Após essa etapa do pareamento foram realizados mais dois testes de robustez. O primeiro deles foi o Teste de Heterocedasticidade (Lewbel, 2012). Ele permite que, na ausência de variável instrumental para corrigir possíveis vieses, haja a identificação de possíveis regressores não correlacionados com o produto dos erros heterocedásticos, como denotado nas equações 13 e 14:

$$y = X'\beta_1 + \beta O + \varepsilon_1, \qquad \varepsilon_1 = \alpha_1 U + V_1 \qquad (13)$$

$$C = X'\beta_2 + \varepsilon_2, \qquad \varepsilon_2 = \alpha_2 U + V_2 \qquad (14)$$

Para uma melhor compreensão no escopo desse estudo, suponha que U seja uma variável omitida que afete as variáveis endógenas “produção orgânica”, expressa por O; e “lucro”, denotada por y, onde V_1 e V_2 são erros idiossincráticos. Isso mostra que em um sistema da forma assinalada acima pode-se identificar corretamente o efeito causal de C em y, denotado por β, usando o método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios modificado ou Método dos Momentos Generalizado. Tudo que é exigido para identificação e estimação são os momentos mostrados na equação (15) com alguma heterocedasticidade em εi, onde $Z \sqsubseteq X$.

$$\mathrm{E}[X\varepsilon_1] = 0, \qquad \mathrm{E}[X\varepsilon_2] = 0, \qquad Cov[Z, \varepsilon_1\varepsilon_2] = 0 \qquad (15)$$

Reforçando que, dada à falta de um instrumento exógeno válido, o método de Lewbel pode ser empregado como um esquema de identificação alternativo para estimar efeito causal de interesse.

Como estratégia final, a metodologia proposta por Oster (2015) no sentido de gerar limites no efeito de tratamento de interesse foi utilizada. Oster segue a noção proposta por

Altonji, Elder e Taber (2005), em que as variáveis não observáveis não são mais importantes que as observáveis para explicar o tratamento.

Numa síntese do método proposto, considere que existe um conjunto U de variáveis não observáveis, as quais não estão inclusas no modelo. A hipótese da seleção proporcional sugere que $\delta \frac{\sigma_{XO}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{UO}}{\sigma_U}$, onde $\sigma_{XO} = Cov(X, O), \sigma_{UO} = Cov(U, O), \sigma_X = Var(X)$ e $\sigma_U = Var(U)$, e δ, o coeficiente de proporcionalidade, é informativo de como as variáveis não observáveis afetam o tratamento, visto que o pesquisador observa como as observáveis afetam o tratamento. Se $\delta = 1$, por exemplo, então a seleção nas não observáveis se iguala à seleção das observáveis. Agora, considere as seguintes equações:

$$y = \alpha + \beta O + X'\gamma + U + \varepsilon_{max} \quad (16)$$

$$y = \alpha + \beta_1 O + X'\gamma + \varepsilon_1 \quad (17)$$

$$y = \alpha + \beta_2 O + M'\alpha + \varepsilon_2 \quad (18)$$

Deixe o R-quadrado do modelo completo, dado pela equação (16), ser R_{max}, do modelo (17) ser o R_1 e do modelo (18) ser R_2. O modelo (18) inclui M, que é um conjunto restrito de controles observados que não possui componentes não observados relacionados e são ortogonais para X e U. Sobre essas restrições, e quando δ é próximo de um, o valor $B(\delta) = \delta \frac{(\beta_2 - \beta_1)(R_{max} - R_1)}{R_1 - R_2}$ iguala o viés quando $\delta = 1$; (b) um limite superior próximo do viés se $\delta < 1$; ou (c) um limite inferior close do viés se $\delta > 1$. Note que se o vetor de controles observados X é uma seleção aleatória do conjunto total (X, U), então $\delta = 1$. Oster argumenta que X usualmente contém mais covariáveis importantes para explicar o tratamento, implicando que δ pode ser maior que 1 (nesse caso, a seleção nas não observáveis deveria não exceder a seleção nas observáveis).

De acordo com a abordagem definida por Altonji et al. (2005) e Oster (2015), pode-se obter o valor de δ que deveria ser suficiente para explicar todo o efeito de tratamento, isto é, que poderia tornar $\beta = 0$. Em outras palavras, esse número daria uma ideia do grau de seleção nas não observáveis relativas às observáveis que deveriam ser exigidas para o tratamento ser totalmente explicado pelas variáveis não observáveis não inclusas no modelo.

5 | RESULTADOS EMPÍRICOS

Na seção 1.3.2 os três resultados de interesse do modelo foram descritos da seguinte maneira: pessoal ocupado, *ln*(lucro) e financiamento para investimento.

Os efeitos fixos escolhidos foram: mesorregião, microrregião e município. A Tabela 1.4 apresenta as estimativas, mostrando que os coeficientes para as estimações OLS,

NNM (1 vizinho), NNM (4 vizinhos) e Kernel são todos altamente significantes.

Dado que o pareamento por escore de propensão, usado com a finalidade de melhorar as estimativas OLS e balancear a distribuição de covariáveis nos grupos de tratamento e controle, forneceu resultados estatisticamente significantes, argumenta- se preliminarmente que houve probabilidade de diminuição no lucro dos produtores orgânicos de aproximadamente 10% em relação aos produtores convencionais, o que representa uma desvantagem econômica em aderir ao sistema orgânico de produção. Tais resultados coadunam com os encontrados por Delbridge et al. (2013), Beltrán- Esteve e Reig-Martinez (2014, quanto à inferioridade da agricultura orgânica, e divergem de estudos como os de Rattanasuteerakul e Thapa (2012); Tzouramani et al. (2011); Bolwig et al. (2009); Greer et al. (2008), entre outros, cujos resultados apontam vantagens desse sistema agrícola.

	Pessoal Ocupado	Ln (Lucro)	Financ.Invest.
	Efeito Fixo de Mesorregião		
OLS NNM (1)	.216*** (.027)	-.094* (.046)	.014***(.002)
NNM (4)	.217*** (.012)	-.109*** (.010)	.015***(.001)
Kernel	.216***.(.026)	-.098*** (.010)	.015*** (.002)
	.222*** (.019)	-.099** (.011)	.017*** (.002)
	Efeito Fixo de Microrregião		
OLS	.218*** (.033)	-.088*** (.032)	.014*** (.003)
NNM (1)	.213*** (.013)	-.091*** (.010)	.015*** (.001)
NNM (4)	.216*** (.015)	-.090*** (.010)	.015*** (.001)
Kernel	.218*** (.016)	-.092*** (.023)	.015*** (.001)
	Efeito Fixo de Município		
OLS NNM (1)	.207*** (.003)	-.014 (.030)	.012*** (.002)
NNM (4)	.217*** (.013)	-.065*** (.012)	
	.217*** (.012)	-.067*** (.011)	.013*** (.001)
Kernel	.219*** (.015)	-.071*** (.015)	.014*** (.003)

Tabela 1.4 – Estimativas de Diferentes Métodos por Diferentes Efeitos Fixos

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

O coeficiente de ln (lucro) pode ser explicado, principalmente, pelos altos custos de mão-de-obra, ratificados pelos coeficientes apresentados na relação positiva do resultado de pessoal ocupado (20%), e possivelmente não compensados pelo ganho do preço-prêmio no mercado. O outro resultado de interesse, financiamento sobre investimento, apresentou relação positiva com a produção orgânica, porém com percentual de apenas 1%. Vale destacar que essa análise tem homogeneidade para todos os efeitos fixos abordados.

A Tabela 1.5 mostra a estimação da regressão ponderada de probabilidade inversa (IPW), que tem a vantagem adicional de ser mais robusta que as demais regressões (Imbens e Wooldridge, 2009).

Os resultados confirmam que a produção orgânica está afetando negativamente o lucro dos produtores e positivamente os resultados de interesse de pessoal ocupado e de financiamento para investimento, para qualquer efeito fixo destacado. Explicando de outra forma, a estimativa corrobora que os produtores orgânicos têm aproximadamente 10% menos probabilidade de obter lucro quando comparados com produtores convencionais; 24% a mais de chance de ter maior número de pessoal ocupado; e aproximadamente 2% a mais de probabilidade de obter financiamento para investimento. Visto que os resultados das outras estimações apresentadas na Tabela 1.4 são condizentes com essas estimações, consideram-se robustos os procedimentos implantados nesse trabalho até aqui.

Pessoal Ocupado	Ln (lucro)	Financ. Invest.
	Efeito fixo de Mesorregião	
.238***	-.103***	.016***
(.041)	(.011)	(.001)
	Efeito fixo de Microrregião	
.238***	-.102***	.016***
(.041)	(.011)	(.001)
	Efeito fixo de Município	
.238***	-.099***	.016***
(.041)	(.011)	(.001)

Tabela 1.5 – Estimativa IPW

Nota: Erros padrão entre parênteses. ***, ** e * representam p<1%, p<5% e p<10%,respectivamente.

A Tabela 1.6 contém algumas estatísticas que resumem a qualidade da implementação do escore de propensão. Na segunda coluna, o pseudo R2 estima a probabilidade de tratamento condicional ao escore de propensão antes e depois do pareamento. Ele mostra que o modelo tem significativamente poder para explicar o status de tratamento depois do pareamento (valores muito baixos), não ocorrendo em diferenças sistemáticas na distribuição das covariáveis entre os grupos dos orgânicos e convencionais.

Amostra	Pseudo R2	LR chi2	Média do viés	Mediana do viés
Antes	0.005	3.571,58***	5.4	5.1
Depois	0.000	10.13	0.4	0.4

Tabela 1.6 – Qualidade do Balanço: Antes e Depois do *Matching*

Nota: *** representa p<1%. Os vieses médio e mediano servem como indicadores sintetizados da distribuição do viés absoluto e são calculados como diferenças entre tratados e controle nas médias e medianas das covariáveis antes e depois do *matching.*

O teste Razão de Verossimilhança (LR), na coluna 3, sugere que a amostra pareada é bem balanceada nas variáveis observadas. Nas colunas 4 e 5, finalmente, evidenciam-se redução na média e na mediana do viés absoluto, de acordo com o destacado por Rosenbaum e Rubin (1985). Os resultados são condizentes com o enfatizado por Dehija e Wahba (2002), revelando que o procedimento de pareamento foi bem sucedido, uma vez que os membros do grupo de controle selecionado (produtores convencionais) possuem características observáveis similares quando comparados ao grupo de tratados (produtores orgânicos).

Resultado de Interesse	ln (lucro)
Efeito Fixo de Messorregião	
ATT*GMM*	.134*** (.043)
Observações	1.954.237
Estatística LM Kleibergen-Paap	1.816.792***
Estatística F Gragg-Donald	8.091.438***
Efeito Fixo de Microrregião	
ATT*GMM*	.145*** (.043)
Observações	1.954.237
Estatística LM Kleibergen-Paap	1.813.628***
Estatística F Gragg-Donald	8.077.008***
Efeito Fixo de Município	
ATT*GMM*	.037*** (.040)
Observações	1.954.237
Estatística LM Kleibergen-Paap	1.992.145***
Estatística F Gragg-Donald	8.906.145***

Tabela 1.7 – Estimação ATT Usando Método de Lewbel

Nota: Erros padrão entre parênteses. ***, ** e * representam p<1%, p<5% e p<10%, respectivamente.

Como teste de robustez, esse trabalho procurou identificar se os regressores estão

não correlacionados com o produto dos erros heterocedásticos, escolhendo para tal o método de Lewbel (2012), que tem a vantagem de ser uma estratégia empírica alternativa quando não há meios exógenos de identificação, tais como as variáveis instrumentais (TABELA 1.7).

Por uma razão de eficiência, o estimador GMM foi usado explorando instrumentos advindos de restrições de covariância heterocedástica para estimar o ATT da produção orgânica sobre o lucro, que é o principal resultado de interesse. Os resultados obtidos, em que pese se diferenciarem suavemente nos coeficientes e seus efeitos fixos, são similares do ponto de vista da análise qualitativa. O mais importante é que todos os resultados com esse estimador foram altamente significativos, sugerindo que o modelo está corretamente identificado, como verificado nos testes de estatística LM Kleibergen-Paap e estatística F Gragg-Donald. A rejeição da hipótese nula do primeiro teste indica que o modelo é identificado e a rejeição do último teste para instrumentos fracos sugere que os instrumentos gerados são válidos e relevantes, proporcionando credibilidade aos resultados.

Na Tabela 1.8, constata-se o teste de robustez final, aqui denominado procedimento de Oster (2013, 2015).

Efeito Fixo de Mesorregião				
Parâmetro	Rmax			
	.7	.8	.9	1.0
δ para $\beta = 0$	1.835	1.568	1.369	1.214
Set identificado ($\delta = 1$)	[-.125, -.057]	[-.125, -.045]	[-.125, -.033]	[-.125, -.022]
Efeito Fixo de Microrregião				
Parâmetro	Rmax			
	.7	.8	.9	1.0
δ para $\beta = 0$	1.960	1.674	1.462	1.297
Set identificado ($\delta = 1$)	[-.125, -.061]	[-.125, -.050]	[-.125, -.039]	[-.125, -.028]
Efeito Fixo de Município				
Parâmetro	Rmax			
	.7	.8	.9	1.0
δ para $\beta = 0$	1.732	1.480	1.292	1.146
Conjunto identificado ($\delta = 1$)	[-.125, -.053]	[-.125, -.040]	[-.125, -.028]	[-.125, -.016]

Tabela 1.8 – Delimitando o Efeito do Tratamento Sobre o Lucro

Esse teste obteve os limites dos parâmetros de interesse e os valores de seleção das variáveis não observáveis que deveriam ser exigidos em comparação à seleção das variáveis observáveis para explicar completamente as estimativas, conforme detalhado

na seção 1.4. Consideraram-se quatro valores de R_{max} (.7, .8, .9 e 1.0) para obter as seguintes situações: primeiro, os valores de δ tais que o ATT estimado fosse igual a zero (β = 0); segundo, uma estimativa de limite inferior para o efeito de tratamento (o conjunto identificado). Ambos os testes foram feitos para o principal resultado de interesse, ln (lucro), e para todos os efeitos fixos determinados na pesquisa.

Tendo como referência R_{max} = 0,7, por exemplo, uma vez que o comportamento dos demais resultados é semelhante a este, obtém-se um valor de 1,568 para δ. Esse valor se refere ao efeito fixo de mesorregião, mas vale considerar a mesma lógica da análise para os outros efeitos fixos e também para os outros valores de R_{max}. O limite inferior identificado de ln (lucro) foi de -0,125 para o efeito de tratamento, ratificando as estimações anteriores. Em relação ao coeficiente de proporcionalidade, δ, ele significa que o efeito das variáveis não observáveis no ATT estimado de produção orgânica deveria ser 1,568 vezes mais forte que o efeito das variáveis observáveis para explicar todo o efeito da variável de tratamento no lucro do empreendimento. Essa situação é improvável de acontecer, indicando que dificilmente existam variáveis omitidas influenciando esses resultados, ou seja, o menor lucro obtido se deve tão- somente ao fato de ser produtor orgânico.

Para oferecer maior confiabilidade ao exposto acima, Oster (2015) encontrou resultado muito parecido, δ = 1,37 e conjunto identificado no intervalo de [-.124, -.033]. Esse estudo tratou de validações empíricas da análise do impacto de comportamento maternal em resultados de interesse para crianças, cujo efeito significante obtido através do seu método, o torna válido quando comparado a outros estabelecidos.

6 | CONSIDERAÇÕES FINAIS

A agricultura orgânica tem sido considerada uma alternativa sustentável ao modelo predominante da produção agrícola, porém ainda existem lacunas a serem preenchidas quanto à consolidação desse sistema. Mesmo com um crescimento acentuado de consumo de produtos orgânicos em todo o mundo, especialmente Estados Unidos e Europa, o lado da oferta apresenta algumas dificuldades para se tornar economicamente viável.

As evidências empíricas apontam para situações divergentes em relação aos aspectos econômicos e financeiros da conversão para agricultura orgânica. Alguns autores encontraram que ela traz vantagens por diminuir custos de insumos agrícolas, como inseticidas e pesticidas, e aumentar a receita dado o preço-prêmio do mercado para esses produtos. Outros, no entanto, apresentaram desvantagens pelos altos custos de conversão e de mão-de-obra empregada.

Essa dicotomia foi determinante para que essa pesquisa procurasse identificar se os lucros obtidos pelos agricultores orgânicos eram superiores ou inferiores aos alcançados pelos produtores convencionais no Brasil. Para isso, o trabalho utilizou a técnica de pareamento de escore de propensão, com a proposta de comparar a lucratividade entre

esses dois tipos de produtores, a partir de microdados do Censo Agropecuário do IBGE (2009).

A hipótese da pesquisa de que os produtores orgânicos teriam efeitos menos expressivos que os convencionais foi confirmada. Os resultados das estimativas mostraram que os produtores orgânicos têm aproximadamente 10% menos probabilidade de obter lucro quando comparados com produtores convencionais. Avançando em testes de robustez, esse trabalho aplicou o método de Lewbel (2012), e os resultados com esse estimador foram altamente significativos, sugerindo que o modelo utilizado foi corretamente identificado, como também verificado nos testes de estatística LM de Kleibergen-Paap e estatística F de Gragg-Donald.

Além disso, o diferencial da pesquisa foi contemplar as estimações com o procedimento de Oster (2013, 2015), no intuito de obter os limites dos parâmetros de interesse. O teste indicou que dificilmente existam variáveis omitidas influenciando esses resultados, ou seja, o menor lucro obtido se deve exclusivamente à produção orgânica.

Apesar da consistência dos resultados, há de se estabelecer ressalvas quanto à generalização do modelo, por não ser aplicado a produtos específicos, como soja, hortaliças ou café, por exemplo. Essa dificuldade foi deparada ao ter que manusear uma matriz ainda maior na base de dados acessada, retardando o tempo das estimações para determinados testes. Sem dúvida, se isso fosse possível, a comparação entre os produtores orgânicos e convencionais se tornaria ainda mais robusta. Desta forma, para futuros estudos, fica a sugestão de analisar a agricultura brasileira a partir de segmentos agrícolas ou de produtos em particular, dependendo do interesse do pesquisador.

Em termos de políticas públicas, o resultado aponta para um maior incentivo aos produtores da agricultura familiar, mesmo levando em conta um certo avanço na última década. A proposição é fortalecer as ações de programas, como o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), no sentido de encorajar ainda mais a produção de alimentos orgânicos e comercialização para escolas e órgãos públicos. Além disso, criar e fortalecer linhas dentro do PRONAF para auxiliar e subsidiar a transição de produtores da agricultura convencional para orgânica. Essa proposta se juntaria a do PAA como alternativas viáveis no estímulo à práticas sustentáveis para a agricultura brasileira.

A CERTIFICAÇÃO DA PRODUÇÃO ORGÂNICA NA AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA: UMA ANÁLISE ECONÔMICA E MERCADOLÓGICA ALÉM DO *PROPENSITY SCORE MATCHING*

1 I INTRODUÇÃO

De acordo com o relatório da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento, o mercado de alimentos orgânicos em todo o mundo cresceu cerca de 15% na década passada, enquanto o mercado convencional se expandiu apenas de 2 a 4% (UNCTAD, 2011). Para Barham e Weber (2012), esse crescimento vem de preferências dos consumidores relacionadas a questões sociais, ambientais e impactos na saúde. Produtores e comerciantes de produtos orgânicos certificam seus processos para garantir aos consumidores que os alimentos que consomem tenham cumprido as exigências de segurança dos alimentos.

Como a produção não tem acompanhado a expansão da demanda, normalmente são oferecidos maiores preços de comercialização. A promessa de alimentos mais saudáveis, com enorme apelo aos consumidores que se dispõem a pagar mais por isso, obriga os produtores a garantir a qualidade. O cumprimento dos padrões de produção em mercados globais, onde consumidores e produtores se tornam cada vez mais distantes uns dos outros, só pode ser assegurado pela certificação (KLEEMANN ET AL., 2014; TRAN ET AL., 2013). A certificação se constitui dessa forma em um mecanismo essencial para a exportação de produtos orgânicos, conquista de novos mercados e garantia de vendas do produtor, se constituindo em uma forma de sinalização de mercado, em função da presença de assimetria de informações.

Segundo dados da IFOAM (2015), as vendas de bebidas e alimentos orgânicos alcançaram 72 bilhões de dólares em 2013, enquanto as receitas do setor aumentaram quase cinco vezes desde 1999. Europa e América do Norte geraram acima de 90% das vendas globais. Analisando o lado da oferta, ainda de acordo com dados da IFOAM (2015), em 2013 foram 43,1 milhões de hectares de terras agrícolas orgânicas, 6 milhões a mais que em 2012, incluindo áreas em conversão. As regiões com as maiores áreas agrícolas orgânicas foram Oceania (17,3 milhões de hectares, 40% de área agrícola orgânica mundial) e Europa (11,5 milhões de hectares, 27%). Em relação ao número de produtores orgânicos, em 2013 foi constatado aproximadamente 2 milhões deles em todo o mundo.

Os países em desenvolvimento e emergentes desempenham um papel importante na produção agrícola de orgânicos. Aproximadamente um terço da área agrícola mundial (11,7 milhões de hectares) e mais de 80% dos produtores estão contidos nesses países (IFOAM, 2015), índices que certamente contribuem para uma tendência sustentável dessas

regiões.

Na América do Sul, o Brasil é o mercado orgânico mais importante em termos de produção e consumo. Dados do último Censo Agropecuário (IBGE, 2006) mostraram que o país possuía uma área orgânica equivalente a 4,9 milhões de hectares, o que representava 1,5%[1] da área agropecuária que era de 333,7 milhões de hectares e dessas apenas 10,5% (517 mil hectares) era certificada. Considerando o total de 5.175.636 de estabelecimentos computados pelo Censo, foram apontados 90.498 estabelecimentos orgânicos no Brasil, ou seja, 1,7% dos estabelecimentos agropecuários do país. Destes, 5.106 eram certificados, representando 5,6% dos estabelecimentos orgânicos.

Diante dessa lacuna, perguntas ainda não respondidas são lançadas: uma vez que a decisão de se certificar ou não tem como base a percepção dos custos e benefícios desse processo, será que os produtores orgânicos certificados brasileiros estão realmente em melhor situação que os produtores orgânicos não certificados quando se trata de renda familiar agrícola? Se há de fato vantagens na certificação, porque há tão poucos produtores adeptos a esse sistema no Brasil?

Alguns autores, a exemplo de Darby et al. (2008), Onazaka e McFadden (2011), Greene et al. (2009) e Mendez et al. (2010), argumentam que os produtores percebem custos substanciais associados à certificação, incluindo o custo financeiro do processo burocrático com a certificadora. Ayuya et al. (2015), por sua vez, destaca a obtenção de produtividades inferiores. Por esses motivos, muitos produtores preferem o mercado direto[2], pois se eximem de alguns desses custos e ainda conseguem estabelecer um preço-prêmio[3] por meio de uma relação de confiança com o consumidor em uma espécie de "mercado orgânico local".

Por outro lado, uma série de estudos recentes tem encontrado ganhos econômicos da produção orgânica certificada em relação à convencional (ARNOULD ET. AL., 2009; BARHAM ET. AL ., 2011; BEUCHELT E ZELLER, 2011; BOLWIG ET AL., 2009; VALKILA, 2009). Embora as metodologias destes estudos possam variar em termos de medidas (preços, produtividade, lucratividade) e também do rigor estatístico dos seus indicadores, a maioria deles aponta na direção de ganhos de preços e melhoria de renda associada à certificação orgânica.

Mas parte dos trabalhos citados utilizaram métodos que podem ter trazido algum viés na análise, como os trabalhos de Barham e Weber (2012), Bolwig et al. (2008), Beuchelt e Zeller (2011), Oelofse et al. (2010), e Veldstra et al. (2014). Para corrigir os vieses nas

1 Segundo dados da IFOAM (2015), esse percentual no Brasil é de apenas 0,3%. Há de se analisar as metodologias utilizadas por cada instituto.

2 Esse tipo de mercado se caracteriza pela venda direta ao consumidor, se constituindo em umas das formas de venda para produtores orgânicos da agricultura familiar no Brasil. A certificação, nesse caso, é feita por controle social, o que não exime o estabelecimento de ser cadastrado em órgão fiscalizador oficial (MDA, 2015).

3 É a diferença de preço entre produtos orgânicos comparados com os convencionais (Oberholtzer et al., 2005). Parte dessa diferença de preço pode resultar de custos de produção de conversão. Outra parte, segundo os autores, advém dos resultados superiores do nível relativo de fornecimento e demanda de produtos orgânicos, o que contribui para maiores lucros aos agricultores orgânicos.

características observáveis, alguns outros estudos utilizaram a metodologia de pareamento através do escore de propensão, a exemplo de Bolwig et al. (2009), Henson et al. (2011); Kassie et al. (2008); Blackman e Naranjo (2012); Jena et al. (2012); Ruben e Fort (2012); Chiptwa et al. (2015); Uematzu e Mishira (2012); Kleemann e Abdulai (2013). No entanto, nenhum estudo encontrado sobre o assunto procurou corrigir viés de seleção para as não observáveis.

Diante das ambiguidades expostas sobre a decisão de certificar a produção e dos poucos estudos no Brasil sobre a temática, este artigo busca avaliar o efeito das variáveis econômicas e mercadológicas dos produtores orgânicos certificados em relação aos não certificados no âmbito da agricultura familiar brasileira. A hipótese sustentada, diante da literatura estudada, é de que a certificação traz vantagens econômicas - renda e lucratividade - e comerciais, com maior integração ao mercado para os produtores.

Como método, o pareamento baseado no escore de propensão foi escolhido para corrigir o viés de seleção nas observáveis. E para minimizar e corrigir o viés para as não observáveis, reparando possíveis falhas do pressuposto da independência condicional (CIA), foi aplicada uma técnica desenvolvida recentemente por Millimet e Tchernis (2010). Além disso, testes de sensibilidade e robustez foram inseridos para proporcionar maior rigor estatístico das estimativas.

Os resultados da pesquisa confirmaram a hipótese da pesquisa: produtores certificados possuem renda superior em torno de 10% e cerca de 30% a mais em sua lucratividade, quando comparados com os produtores não certificados. Para as variáveis mercadológicas, a mesma relação positiva foi encontrada, ratificando o efeito da certificação sobre integração ao mercado e venda direta. Vale ressaltar que os resultados de interesse não foram afetados por variável não observável, o que reforça a suposição de que de fato a certificação é a responsável pelos efeitos esperados.

O artigo está dividido da seguinte forma: a seção 2.2 relata as principais evidências empíricas do assunto. A seção 2.3 descreve os dados usados na análise. A metodologia do estudo é exposta na seção 2.4. Na seção 2.5, os são mostrados e analisados. Por fim, na última seção, as considerações finais são apresentadas.

2 | EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Além de motivações ideológicas, considerações econômicas desempenham, indubitavelmente, um papel importante na decisão de um agricultor a respeito da conversão para a agricultura orgânica (PIETOLA E LANSINK, 2015) e sua certificação. Em outros termos, a participação na produção orgânica certificada depende de como essa decisão afeta os preços, receitas e os rendimentos que os adeptos receberão. Nesse sentido, uma série de estudos recentes examinam os ganhos econômicos da produção orgânica certificada em relação à convencional (ARNOULD ET. AL., 2009; BARHAM ET. AL., 2011;

BEUCHELT E ZELLER, 2011; BOLWIG ET AL., 2009; VALKILA, 2009).

Oelofse et al. (2010) investigaram, com base em três estudos de caso na China e no Brasil, as condições de acesso para os agricultores orgânicos participarem da certificação e a sua influência no balanço de nutrientes, renda e trabalho. Segundo os relatos, os pequenos agricultores necessitavam de apoio externo para produção, marketing e suporte na certificação. Além disso, a pesquisa constatou que a percepção de melhoria de rendimentos dos agricultores é, provavelmente, devido à melhoria do acesso ao mercado, juntamente com uma maior intensificação e diversificação da produção.

Bolwig et al. (2009) examinaram os efeitos nas receitas da agricultura orgânica certificada para os pequenos agricultores de Uganda, na África tropical. Utilizando uma regressão OLS e um modelo de seleção de Heckman, os autores comparam dados de um grupo de contratos da agricultura orgânica de café. Ao controlar para uma série de fatores, a análise concluiu que os efeitos positivos na receita líquida dos produtores de café equivalem a 12,5% na média da receita total das famílias.

Ainda com grupo de cafeicultores, desta feita no México e Peru, Barham e Weber (2012) exploraram a sustentabilidade econômica do café certificado em relação ao convencional, por meio de um levantamento de dados. A análise revelou que os rendimentos através de preços-prêmio são importantes para aumentar os retornos de caixa líquidos para as famílias produtoras.

Procurando corrigir o viés para as variáveis observáveis, usando escore de propensão, merecem destaque alguns trabalhos. Kleemann et al. (2014), por exemplo, verificaram que o preço-prêmio foi decisivo para que os pequenos produtores orgânicos certificados de abacaxi de Gana obtivessem um retorno sobre o investimento (ROI) maior que outro sistema de certificação.

Por sua vez, Uematzu e Mishira (2012) exploraram a relação entre a certificação orgânica e a renda familiar agrícola, em seus diversos componentes. Nesse estudo, foi identificado que os agricultores orgânicos certificados não ganham renda familiar significativamente maior do que os produtores convencionais. Embora produtores de culturas orgânicas certificadas gerem receita maior, eles incorrem em despesas de produção mais elevadas também. Em particular, os produtores orgânicos certificados gastam significativamente mais com trabalho, seguros e taxas de marketing do que os agricultores convencionais.

Já Chiputwa et al. (2014) analisaram e compararam impactos de três normas orientadas para a sustentabilidade, sobre os meios de subsistência dos pequenos cafeicultores do Uganda e descobriram que a certificação Fairtrade aumenta o nível de vida das famílias em 30% e reduz a prevalência e a intensidade da pobreza. Para os outros regimes de certificação, como os orgânicos, não houve impactos significativos.

3 I DADOS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA

3.1 Origem e Característica dos Dados

Esse estudo utilizou os microdados do Censo Agropecuário de 2006, desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O Censo Agropecuário de 2006 pesquisou agricultores em todo o território nacional, abordando dados estruturais que contemplaram informações detalhadas sobre as características do produtor e do estabelecimento, da economia e do emprego no meio rural, relativamente à pecuária, lavoura e agroindústria.

O Censo Agropecuário de 2006 abrange os estabelecimentos agrícolas de uma forma geral, mas esta pesquisa limita-se a estudar a agricultura familiar[4]. A utilização desse conceito, contudo, e conforme alerta o próprio relatório do Censo (IBGE, 2006), pode trazer uma ligeira superestimação do público pertencente à categoria. Isso acontece porque o conceito de agricultura familiar está relacionado à unidade familiar, enquanto que a propriedade está relacionada à unidade de produção. Este fato, entretanto, não interfere no desenvolvimento do estudo, por não haver alteração dos resultados.

De acordo com o IBGE (2009), em 2006 foram identificados 4.367.902 estabelecimentos de agricultura familiar, o que representa 84,4% de todos os estabelecimentos brasileiros. Esse grande contingente de agricultores familiares ocupava uma área de 80,25 milhões de hectares, ou apenas 24,3% da área ocupada por estabelecimentos agropecuários no Brasil. Em relação aos estabelecimentos familiares orgânicos, fizeram parte das observações dessa pesquisa 71.189 produtores orgânicos, sendo que desse total 3.616 eram certificados.

3.2 Estatística Descritiva

Para construção dos *outcomes*, os critérios utilizados foram de ordem econômica (lucro e renda) e mercadológica (integração ao mercado e venda direta). Dada a literatura em questão, a variável *ln* (lucro) foi adotada no sentido de examinar o ganho real das receitas menos despesas (p. ex. BACON, 2005; NIEBERG E OFFERMAN, 2003), visto que há muitos apontamentos indicando um preço-prêmio dos produtos certificados no mercado (p. ex. CONNOLLY E KLAIBER, 2014), o que poderia resultar em maiores receitas (p. ex. BOLWIG ET AL., 2008; HENSON ET AL, 2010). Mas, por outro lado, há também algumas despesas extras para a manutenção do processo de certificação (UEMATSU E MISHRA, 2012).

A variável renda, por sua vez, apresenta a definição de renda total do empreendimento adotada pelo IBGE para o Censo Agropecuário de 2006, se configurando em um importante elemento comparativo para a análise econômica do trabalho. Ela foi construída a partir da

4 Adota-se assim o conceito do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), de acordo com a Lei 11.326, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Rurais Familiares.

média de renda total do empreendimento e, em seguida, delineada como uma *dummy* para: renda ≥ renda média=1 e caso contrário=0.

Como variável mercadológica, a integração ao mercado foi criada para sustentar as evidências de que a certificação inclui produtores em um cenário mais amplo de atuação comercial (CONNOLLY E KLAIBER, 2014; KLEEMAN ET AL, 2014; BARRET ET AL, 2002; OBERHOLTZER, 2005). A variável estava assim descrita no questionário do Censo Agropecuário em relação ao grau de integração do estabelecimento: 1 - Muito Integrado; 2 – Integrado; 3 – Pouco Integrado; 4 – Não classificado. Diante das alternativas, foi criada uma variável binária em que muito integrado=1 e caso contrário=0. A variável venda direta (*dummy* de venda direta=1 e caso contrário =0) surgiu de uma das respostas do Censo a respeito da questão sobre o destino da venda. Sua inserção procura confirmar a situação encontrada pela maioria dos produtores certificados no Brasil, conforme literatura apresentada, de que o controle social garante a qualidade da certificação e que, portanto, eles podem vender seu produto diretamente ao consumidor.

Variáveis	Certificados	Não certificados	Diferenças
ln(lucro)	8.556 (1.669)	7.500 (1.901)	1.056***
Renda ≥ Renda Média	.322 (457)	.167 (.359)	.155***
Integração ao mercado	.356 (.479)	.189 (.391)	.167***
Venda direta	.123 (.015)	.067 (.023)	.056**
Sexo (masculino=1)	.891 (.310)	.845 (.360)	.046***
Idade	49.139 (12.878)	50.726 (14.513)	-1.587***
Experiência	.659 (.474)	.633 (481)	.026***
Educação Fund. Completa	.743 (.436)	.644 (.478)	.099***
Educação Ensino Médio	.136 (.343)	.075 (.264)	.061***
Educação Técnico Agropec.	.006 (.079)	.001 (.038)	.005***
Educação Superior	.037 (.189)	.023 (.150)	.014***
Rural	.937 (.242)	.942 (.232)	-.005
Assentamento	.160 (.367)	.138 (.345)	.022***
Cooperativa	.290 (.453)	.071 (.256)	.219***
Internet	.034 (.182)	.013 (.115)	.031***
Orientação Técnica	.559 (.496)	.195 (.396)	.364***
Orientação Técnica Governo	.273 (.445)	.121 (.326)	.152***
Orientação Técnica Cooperativa	.103 (.304)	.018 (.133)	.085***
Orientação Técnica ONG	.046 (.209)	.007 (.083)	.039***
Área (ha)	16.93 (48.46)	15.13 (41.99)	1.80**

Proprietário	.799 (.400)	.758 (428)	.041***
Financiamento investimento	.125 (.331)	.088 (.283)	.037***
Financiamento para custeio	.134 (.356)	.090 (.301)	.044***
Não precisou financiamento	.419 (.493)	.393 (.488)	.026***
Não financ. falta garantia	.005 (.075)	.017 (.130)	-.012***
Não financ. por medo	.101 (.248)	.203 (.402)	-.102***
PRONAF	.248 (.432)	.102 (.303)	.146***
N	3.616	71.189	

Tabela 2.1 – Estatística Descritiva

Nota: Erros Padrão estão entre parênteses.

A Tabela 2.1 apresenta a estatística descritiva das variáveis usadas na análise empírica. A última coluna mostra a diferença de média entre os dois tipos de produtores orgânicos analisados. Fica evidente que os produtores orgânicos certificados apresentam maior grau de instrução, são um pouco mais jovens, participam mais de cooperativas, recebem mais orientação técnica, tanto do governo, quanto de cooperativas e ONG's, e possuem maior acesso à informação (internet). Quanto a financiamentos, os produtores certificados também os acessam mais, tanto para finalidade de investimento quanto para finalidade de custeio, indicando diferentes implicações políticas. Além disso, os produtores certificados são menos avessos ao risco, uma vez que não declararam possuir medo de realizar financiamento na mesma medida que os produtores orgânicos não certificados.

4 | METODOLOGIA

Essa seção é reservada para determinar a estimação da equação principal do estudo, através de regressões OLS e Probit, como também o estimador de pareamento de limite inferior para os parâmetros de interesse. Neste sentido, segue- se o trabalho seminal de Rosenbaum e Rubin (1983) e os estudos de Abadi e Ibens (2012), Dehejia e Wahba (2002), Altonji, Elder, e Taber (2005, 2008) e Millimet e Tchernis (2010), tendo como base em seu escopo metodológico, o estudo desenvolvido por Sampaio et al., (2013). Além desses, incorpora os estudos sobre pareamento por escore de propensão ou *Propensity Score Matching* (PSM) aplicado na produção orgânica e desenvolvido por Blackman et al. (2013), e Uematsu e Mishira (2012), além de outros autores já citados anteriormente.

4.3 Probit e OLS

A estratégia empírica foi construída para responder ao seguinte modelo:

$$Y = \alpha + \beta C + X'\delta + \varepsilon \qquad (1)$$

onde Y representa os *outcomes* de interesse (ln(lucro), renda, integração ao mercado e venda direta), C é a variável *dummy* que toma o valor igual a 1 quando o produtor é certificado e 0, caso contrário, X é um vetor de variáveis de controle (descritos na Tabela 2.2), ε é o termo de erro e β é o efeito da certificação sobre lucro, renda, integração ao mercado e venda direta.

4.4 Abordagem do Escore de Propensão

A abordagem de regressão impõe uma forma nos relacionamentos que pode ou não ser precisa e na qual o pareamento por escore de propensão evita: isso é válido dado que as restrições de forma funcional não são geralmente justificadas nem pela teoria econômica, nem pelos dados utilizados (DEHEJIA e WAHBA, 2002). Daí a presente análise foi realizada empregando escore de propensão, cuja vantagem sobre a OLS e Probit está na correção do viés de seleção sobre as variáveis observáveis.

O escore de propensão é definido por Rosenbaum e Rubin (1983) como a probabilidade condicional de receber um tratamento, dadas as características pré-tratamento.

$$p(X) \equiv \Pr\{D = 1|X\} = E\{D|X\} \qquad (2)$$

onde D = {0,1} é o indicador de exposição ao tratamento e X é o vector multidimensional de características de pré-tratamento. O efeito médio de tratamento sobre os tratados (ATT), que é parâmetro de avaliação mais distinta, incide sobre os efeitos daqueles para quem o programa é realmente pretendido e pode ser dado como

$$= \mathrm{E}\{\mathrm{E}\{\mathrm{Y1i} \mid \mathrm{Di} = 1, \mathrm{p}(\mathrm{Xi})\} - \mathrm{E}\{\mathrm{Y0i} \mid \mathrm{Di} = 0, \mathrm{p}(\mathrm{Xi})\}| \mathrm{Di} = 1\} \qquad (3)$$

O valor esperado do ATT é definido como a diferença entre os valores do resultado esperado com e sem tratamento para aqueles que, na verdade, participaram no tratamento. De acordo com Rosenbaum e Rubin (1983), essa abordagem depende de dois pressupostos de identificação: da “ignorabilidade” ou “independência condicional” (CIA),e do “suporte comum” ou “sobreposição”.

Dado que a atribuição tratamento é independente de resultados de interesse condicionados em um conjunto X de covariáveis, como mostrado por Rosenbaum e Rubin (1983), o escore de propensão p(X) é definido como a probabilidade condicional de ser tratado *Pr* (*O* = 1lX). Neste caso, o ATE e ATT são obtidos respectivamente por

$$\beta_{ATE} = E|\beta_i| = E[y_{1i} - y_{0i}|p(X_i)] \qquad (4)$$

$$\beta_{ATT} = E[\beta_i|O = 1|, p(X_i] = E[y_{1i} - y_{0i}|O = 1, p(X_i)] \qquad (5)$$

4.5 Nearest Neighbor Matching (NNM) e Kernel

Nesse estudo, foram utilizados dois métodos de pareamento: o método do vizinho mais próximo (NNM) e o método Kernel. O primeiro é mais direto e envolve a escolha de indivíduos adeptos e não adeptos que estão mais próximos em termos de escores de propensão como parceiros correspondentes. No NNM o número de controles pareados com a observação $i \in T$ por N^c_i e define o peso $w_{ij} = \frac{1}{N_i^C}$ se $j \in C_i$ e $w_{ij} = 0$ ao contrário. Assim, segundo Heckman et al. (1998), a fórmula pode ser escrita como segue:

$$r^M = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} [Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C] \quad (6)$$

$$= \frac{1}{N^T} [\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{i \notin} \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C] \quad (7)$$

$$= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \notin} w_j Y_j^C \quad (8)$$

onde os pesos w_j são definidos por $w_j = \sum_i w_{ij}$.

No método Kernel, cada observação tratada i é pareada com algumas observações controle, com pesos inversamente proporcionais à distância entre as observações tratadas e controle. Com o pareamento baseado no escore de propensão, os pesos são assim definidos:

$$w(i,j) = \frac{K\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{j=1}^{n0} K\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)} \quad (9)$$

4.6 Teste Millimet: Quando a CIA Falha

Para analisar o viés que surge quando a CIA falha, construiu-se estimadores para minimizar o viés, propostos por Millimet e Tchernis (2010). Assim, o viés ao estimar o ATE e o ATT é dado finalmente por:

$$\beta_{MB,ATE}|p^* = \left[\frac{\sum_{1 \in \sqcap} \frac{y_i O_i}{p(X_i)}}{\sum_{1 \in \not\equiv \sqcap} \frac{O_i}{p(X_i)}}\right] - \left[\frac{\sum_{1 \in \sqcap} \frac{y_i(1-O_i)}{1-p(X_i)}}{\sum_{1 \in \sqcap} \frac{(1-O_i)}{1-p(X_i)}}\right] \quad (10)$$

$$\beta_{MB,ATT}|p^* = 0{,}5 \sum_{i \in \cap} y_i O_i - \left[\sum_{i \in \cap} \frac{y_i(1-O_i)p(X_i)}{1-p(X_i)} / \sum_{i \in \cap} \frac{(1-O_i)p(X_i)}{1-p(X_i)}\right] \quad (11)$$

Depois, como uma extensão natural, estima-se o próprio viés, através das seguintes equações:

$$\beta_{ATE}|p^*| = -\{\rho_{Ou}\sigma_O + [1-p^*]\rho_{\delta u}\ \sigma_\delta\} \left[\frac{\phi\ (\psi^{-1}(p^*))}{p^*[1-p^*]}\right] \quad (12)$$

$$\beta_{ATT}\ [p = 0{,}5] = -\rho_{Ou}\sigma_O \left[\frac{\phi\ (\psi^{-1}(0{,}5))}{p^*[1-0{,}5]}\right] \cong -1{,}6\rho_{Ou}\sigma_O \quad (13)$$

Esse resultado poderia ser usado para gerar estimativa de viés corrigido (MB-BC)

de ambos os parâmetros:

$$\beta_{MB-BC,ATE}|p^*| = \beta_{MB,ATE}|p^*| - \beta_{ATE}|p^*| \quad (14)$$

$$\beta_{MB-BC,ATT}|p^* = 0,5| = \beta_{MB,ATT}|p^*| - \beta_{ATT}|p = 0,5| \quad (15)$$

5 I RESULTADOS

Conforme especificado na seção anterior, foram usados quatro resultados de interesse: *log* de lucro (lnlucro), renda, integração ao mercado e venda direta. A Tabela 2.2 apresenta as estimativas, em que os coeficientes para as estimações OLS, Probit, *Nearest Neighbor Matching (NNM)* e *Kernel* são todos altamente significantes.

Estimação	Ln(Lucro)	Renda	Integração Mercado	Venda Direta
OLS	.365***	.174***	.231***	.015***
	(.035)	(.007)	(.007)	(.003)
Probit	-	.268***	.334***	.146***
	-	(.040)	(.040)	(.059)
	-	[.014]	[.034]	[.003]
Nearest Neighbor	.294**	.101**	.087***	.031**
	(.115)	(.028)	(.026)	(.012)
Kernel	.350***	.095***	.127***	.024***
	(.057)	(.014)	(.015)	(.008)

Tabela 2.2 – Efeito da Certificação Sobre Lucro, Renda, Integração ao Mercado e Venda Direta

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

Os métodos de pareamento *NNM* procuram balancear a distribuição de covariáveis nos grupos de tratamento e controle, e corrigir o possível viés de seleção nas características observáveis. Desta forma, inicialmente pode-se considerar que há uma probabilidade de um ganho na renda dos produtores orgânicos certificados em torno de 10% em relação aos produtores orgânicos não certificados. O mesmo acontece com a outra variável econômica, o lucro, que apresenta vantagem de cerca de 30% para os produtores certificados. Para as variáveis mercadológicas, pode-se afirmar nas observáveis que os produtores certificados possuem uma probabilidade de maior integração com mercado (8 a 12%) em relação aos produtores não certificados. Além disso, suas vendas diretas ao consumidor são entre 2 a

3% maiores que as dos produtores sem certificação.

A Tabela 2.3 contém algumas estatísticas que resumem a qualidade da implementação do pareamento por escore de propensão. Na segunda coluna, o pseudo-R^2 da estimação da probabilidade de tratamento condicional (escore de propensão) antes e depois do pareamento, mostra que o modelo tem significativamente mais poder para explicar o *status* de tratamento depois do pareamento.

Amostra	Pseudo-R2	LR chi2	Viés da Média	Viés da Mediana
Antes	0.151	1276.03***	23.1	13.2
Depois	0.001	3.22	1.8	1.3

Tabela 2.3 – Qualidade do Balanço Antes e Depois do Pareamento

Nota: *** representa p<1%. Os vieses médio e mediano servem como indicadores sintetizados da distribuição do viés absoluto e são calculados como diferenças entre tratados e controle nas médias e medianas das covariáveis antes e depois do *matching.*

O teste Razão de Verossimilhança (LR), na coluna 3, sugere que a amostra pareada é bem balanceada nas variáveis observadas. Nas colunas 4 e 5, finalmente, evidencia-se redução na média e mediana do viés absoluto, de acordo com o destacado por Rosenbaum e Rubin (1985). Os resultados são condizentes com o enfatizado por Dehija e Wahba (2002), revelando que o procedimento de pareamento foi bem sucedido, uma vez que os membros do grupo de controle selecionado (produtores orgânicos não certificados) possuem características observáveis similares quando comparados ao grupo de tratados (produtores orgânicos certificados).

A Tabela 2.4 expõe o teste de robustez dos resultados quando as variáveis não observáveis são correlacionadas com a produção orgânica certificada. Nesse teste, foi analisado, a priori, o quão sensíveis são as estimativas do efeito da produção orgânica certificada sobre a variação na correlação entre os termos de erros do modelo probit bivariado.

	Renda	Integração Mercado	Venda Direta
		PAINEL A	
ρ	(1)	(2)	(3)
0.0	.268***	.334***	.146***
	(.040)	(.040)	(.059)
	[.014]	[.034]	[.003]
0.1	.081**	.141***	-.037
	(.040)	(.040)	(.059)
	[.018]	[.039]	[.004]

0.2	-.099	-.045	-.210***
	(.039)	(.048)	(.058)
	[.022]	[.044]	[.006]
0.3	-.273***	-.229***	-.374***
	(.039)	(.039)	(.057)
	[.027]	[.048]	[.008]
PAINEL B			
ρ	.143	.179	..071

Tabela 2.4 – Sensibilidade do Efeito da Certificação para Variação na Correlação de Distúrbios do Modelo Probit Bivariado.

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%,

** representam p<5% e * representam p<10%.

No painel A, são apresentadas as estimativas dos parâmetros de interesse e seus efeitos marginais. Os coeficientes de correlação ρ contêm diferentes valores. Quando ρ = 0, obtêm-se os mesmos resultados que as estimativas probit da Tabela 2.3, dado que as variáveis não observáveis são consideradas distantes. Quando ρ = 0.1, o coeficiente sobre venda direta se torna insignificante, mudando de sinal. Aumentando ρ para 0.2 nota-se que as variáveis renda e integração ao mercado se tornam insignificante e com coeficientes negativos. Finalmente para 0.3 percebe-se que os coeficientes são todos negativos e estatisticamente significantes. No painel B, calcularam-se os valores de ρ tais que o efeito da produção orgânica certificada fosse zero ($\theta \approx 0$). Nesse caso, os valores baixos dos coeficientes eliminariam completamente qualquer efeito da produção orgânica certificada sobre os resultados de interesse em questão.

Diante disso, pode-se assumir previamente que variáveis importantes que afetam os resultados de interesse e a probabilidade de se tornar um produtor orgânico certificado estão omitidas. Por outro lado, não se pode afirmar que as variáveis omitidas são totalmente responsáveis pelos efeitos encontrados se não há informação do tamanho correto de ρ disponível. De modo contrário, pode acontecer que a correlação seja suficientemente próxima de zero e que toda a análise realizada até agora esteja correta, ou seja, que existe de fato benefícios econômicos e mercadológicos em se tornar um produtor certificado.

Para confirmar ou não a análise de sensibilidade anterior e avaliar o viés oriundo da falha do pressuposto da independência condicional (CIA), empregou-se a técnica desenvolvida por Millimet and Tchernis (2010). Essa técnica permite obter as estimativas dos limites inferiores do efeito da certificação da produção orgânica quando as observáveis que afetam a variável independente têm a mesma relação das não observáveis afetando o regressor endógeno.

Os efeitos desse procedimento estão contidos na Tabela 2.5, cujas estimativas de viés mínimo (β_{MB}) e viés corrigido ($\beta_{MB\text{-}BC}$) do efeito da certificação da produção orgânica sobre os resultados de interesse são demonstradas.

As evidências fornecidas nesse teste validam a hipótese de que a certificação da produção orgânica influencia os resultados de interesse analisados e que, portanto, a estimativa não está viesada pelo controle que exerce sobre as variáveis não observáveis. De outro modo, a decisão da certificação por parte do produtor orgânico pode ser justificada pelo aumento de seus ganhos econômicos (lucro e renda), e maior participação no mercado (integração ao mercado e venda direta). Esse fato exprime a sua racionalidade econômica na decisão de ser certificado.

Sendo assim, a constatação de que existe aumento de renda e lucro ao se tornar um produtor orgânico certificado, pode ser considerada não viesada. Em termos mais acurados, depois de controlar a seleção de algumas variáveis não observáveis e estimar os limites inferiores, minimizando ou removendo o viés da falha da CIA, fica patente que se tornar um produtor orgânico certificado tem forte relação com renda e lucro, além de maior relação com os canais de mercado.

Para avaliar a robustez dos obtidos sobre o efeito da certificação da produção orgânica, aplicou-se o estimador IV proposto por Klein and Vella (2009). A abordagem dos autores, que serve para contornar estimativa na ausência de uma restrição de exclusão, baseia-se na presença de heterocedasticidade para identificar o parâmetro de interesse para calcular, em primeiro lugar, a probabilidade de tratamento de um modelo de resposta binária e, em seguida, usá-lo como um instrumento para a variável de tratamento (SAMPAIO ET AL, 2013).

Coeficiente	***ln* (lucro)**	**Renda**	**Integração ao mercado**	**Venda direta**
	1	2	3	4
		Painel A – ATE		
βMBIθ=0.05	1.008	.104	.187	.021
	[.682, 1.258]	[.066, .182]	[.112, .235]	[.005, .044]
βMBIθ=0.10	.943	.126	.155	.015
	[.642, 1.142]	[.088, .168]	[.113, .196]	[-.002, .033]
βMBIθ=0.25	.685	.111	.147	.005
	[.513, .825]	[.081, .138]	[.118, .175]	[-.006, .029]
βMB-BCIθ=0.05	1.619	.599	.397	.115
	[1.111, 1.458]	[.525, .690]	[.288, .472]	[.081, .144]
βMB-BCIθ=0.10	1.554	.621	.365	.110
	[1.036, 1.901]	[.528, .690]	[.278, .482]	[.075, .131]

βMB-BCIθ=0.25	1.297	.605	.358	.100
	[.755, 1.752]	[.510, .698]	[.262, 460]	[.069, .131]
		Painel B- ATT		
βMBIθ=0.05	.167	.080	.094	.031
	[.086, .264]	[.044, .107]	[.073, .127]	[.014, .057]
βMBIθ=0.10	.265	.086	.106	.026
	[.198, .388]	[.060, .112]	[.080, .136]	[.009, .041]
βMBIθ=0.25	.345	.090	.114	.023
	[.266, .445]	[.063, .112]	[.086, .142]	[.008, .040]
βMB-BCIθ=0.05	4.577	1.157	.978	.115
	[4.192, 5.057]	[1.051, 1.208]	[.875, 1.079]	[.080, .154]
βMB-BCIθ=0.10	4.676	1.163	.990	.110
	[4.223, 5.185]	[1.063, 1.212]	[.888, 1.084]	[.074, .145]
βMB-BCIθ=0.25	4.756	1.167	.998	.107
	[4.294, 5.282]	[1.061, 1.215]	[.892, 1.093]	[.070, .144]

Tabela 2.5 – Efeito da Certificação: Estimativa de Mínimo Viés e Viés Corrigido

Nota: Intervalo de confiança empírico de 90% obtido usando 200 repetições *bootstrap* apresentado em colchetes.

A Tabela 2.6 apresenta os coeficientes estimados, confirmando anteriores de que a certificação da produção orgânica leva à vantagens econômicas e mercadológicas importantes.

	In (lucro) (1)	**Renda (2)**	**Integração ao mercado (3)**	**Venda direta (4)**
Coeficiente	3.753	1.070	.859	.132
	[3.322, 4.149]	[.955, .1125]	[.762, .955]	[.098, .172]

Tabela 2.6 – Estimação dos Efeitos da Certificação Baseada em Klein e Vella

Nota: Intervalo de confiança empírico de 90% obtido usando 200 repetições *bootstrap* apresentadas em colchetes.

Em outro teste de robustez, agora com uma amostra específica para os produtores orgânicos certificados em relação à nível de instrução e experiência, estimaram-se novamente OLS, Probit e PSM (Tabela 2.7).

Estimação	ln (lucro)	Renda	Integração ao mercado	Venda direta
Nível de instrução				
OLS	.368***	.080***	.130***	.016**
	(.008)	(.016)	(.016)	(.009)
Probit	-	.221***	.349***	.126**
	-	(.045)	(.045)	(.066)
	-	[.249]	[.533]	[.050]
Nearest Neighbor	.347***	.067**	.101***	.026**
	(.088)	(.026)	(.028)	(.012)
Kernel	.309***	.074***	.131***	.020**
	(.074)	(.016)	(.020)	(.008)
Experiência				
OLS	.387**	.099***	.122***	.019***
	(.009)	(.020)	(.016)	(.007)
Probit	-	.234***	.413***	.166***
	-	(.047)	(.049)	(.068)
	-	[.016]	[.035]	[.003]
Nearest Neighbor	.294**	.101**	.087***	.031**
	(.115)	(.028)	(.026)	(.012)
Kernel	.350***	.095***	.127***	.024***
	(.057)	(.014)	(.015)	(.008)

Tabela 2.7 – Teste de Robustez: Estimação para Integração ao Mercado e Orientação Técnica

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

A motivação para a escolha dessas duas amostras restritas se deve, no primeiro caso, ao fato de que anos a mais de educação podem permitir maior conhecimento e discernimento para adotar a certificação e se beneficiar desse processo. No mesmo raciocínio, se o produtor orgânico possui mais anos de trabalho, pode ter conhecimento de causa para estudar a viabilidade econômica e comercial de obter a certificação.

Variáveis	Renda	Integração ao Mercado	Venda Direta
		Nível de Instrução	
		Painel A	
ρ	1	2	3
0.0	.221*** (.045) [.020]	.349*** (.045) [.044]	.126** (.065) [.004]
0.1	.036*** (.045) [.025]	.160*** (.045) [.049]	-.056 (.066) [.005]
0.2	-.143 (.044) [.031]	-.026 (.045) [.055]	-.228***(.065) [.008]
0.3	-.315***(.043) [.036]	-.208***(.044) [.060]	-.390***(.064) [.010]
		Painel B	
ρ	.122	.189	.062
		Experiência	
		Painel A	
ρ	1	2	3
0.0	.234*** (.047) [.016]	.413*** (.049) [.035]	.166** (.068) [.003]
0.1	.049 (.047) [.020]	.224*** (.048) [.040]	-.015 (.068) [.005]
0.2	-.128***(.046) [.025]	.037 (.048) [.045]	-.187*** (.067) [.007]
0.3	-.300*** (.046) [.029]	-.145*** (.047) [.050]	-.350*** (.066) [.009]
		Painel B	
ρ	.130	.219	.079

Tabela 2.8 – Teste de Robustez: Sensibilidade da Certificação para Nível de Instrução e Experiência

Nota: Erros padrão são apresentados entre parênteses e efeitos marginais em colchetes. Para o painel B, os valores de ρ são calculados tais que o efeito da produção orgânica certificada seja zero. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

Como esperado, os coeficientes da OLS, do Probit e do pareamento para nível de instrução foram todos positivos e estatisticamente significantes, constatando-se um aumento de 8% na renda de produtores orgânicos certificados que possuem ensino fundamental completo. Situação semelhante pode ser verificada para a amostra de experiência, evidenciando-se um aumento de 9,9% da renda de produtores orgânicos certificados que receberam esse tipo de suporte, conforme Tabela 2.7.

Portanto, ao reduzir para uma amostra específica, confirmam-se anteriores (Tabela 2.3) de que a certificação afeta positivamente as variáveis econômicas e mercadológicas dos produtores orgânicos que possuem mais experiência e anos de estudos.

Na Tabela 2.8, atentou-se para identificar quão sensíveis são as estimativas do efeito de certificação da produção orgânica à variação da correlação entre os termos de erro do modelo probit bivariado para as sub-amostras já descritas anteriormente de nível de instrução e experiência. Em comparação com a Tabela 2.5, os valores de ρ impostos para a amostra de nível de instrução e experiência não eliminam o efeito positivo da certificação da produção orgânica sobre as variáveis econômicas e mercadológicas, reforçando

qualitativamente os resultados precedentes.

6 I CONSIDERAÇÕES FINAIS

Muitos pesquisadores em toda parte do mundo têm estudado nos últimos anos a produção orgânica como caminho para uma agricultura mais sustentável, analisando aspectos sociais, ambientais e econômicos, além de questões mercadológicas. Especialmente quanto aos aspectos econômicos, evidências apontam ambiguidade sobre o efeito da certificação na produção orgânica sobre os ganhos do produtor rural.

Essas indefinições estão relacionadas aos rendimentos líquidos e brutos, aos retornos sobre investimentos, às receitas e despesas e outros indicadores econômicos que podem diferenciar um produtor orgânico certificado de um produtor orgânico que ainda não obteve certificação.

Em termos metodológicos, a maioria desses estudos se eximiu de usar métodos de identificação a fim de corrigir as varáveis omitidas em seus modelos. Nesse sentido, este trabalho permitiu avançar em relação às técnicas que se preocupam tão somente com a seleção nas observáveis e dirigir a pesquisa a partir de um tratamento que considere as variáveis não observáveis e a possibilidade de corrigir a falha da CIA presente nos métodos de escore de propensão.

Para isso, foi usada a técnica proposta por Millimet e Tchernis (2010), que apontou uma nova direção nas conclusões até então avençadas pelos testes de sensibilidade, dado que a maioria dos coeficientes estimados foram estatisticamente significantes e diferentes de zero.

Mais precisamente, os resultados da pesquisa confirmaram a hipótese da pesquisa: produtores certificados possuem renda superior em torno de 10% e cerca de 30% a mais em sua lucratividade, quando comparados com os produtores não certificados. Para as variáveis mercadológicas, a mesma relação positiva foi encontrada, ratificando o efeito da certificação sobre integração ao mercado e venda direta. Vale ressaltar que os resultados de interesse não foram afetados por variável não observável, o que reforça a suposição de que de fato a certificação é a responsável pelos efeitos esperados.

Desse modo, essa pesquisa pode contribuir para o estado da arte ao propor um avanço nas técnicas usualmente empregadas sobre seleção nas observáveis, além de reforçar o debate sempre valioso dos impactos da certificação na renda dos produtores orgânicos, especialmente para o Brasil onde há uma escassez de trabalhos dessa natureza.

A título de sugestão para futuros estudos, valeria comparar os produtores certificados com os convencionais, estabelecendo os mesmos parâmetros utilizados para avançar no debate sobre a agricultura orgânica. De mais a mais, aplicar nesse mesmo estudo, outra técnica de minimização de viés para as não observáveis: o recente método desenvolvido por Oster (2014).

Finalmente, os resultados encontrados podem auxiliar políticas públicas para que, em forma de mecanismos eficazes, criem e solidifiquem programas e ações de desenvolvimento sustentável tendo como base a produção orgânica de alimentos na agricultura familiar brasileira e o processo de certificação dos produtores no Brasil. Em Mato Grosso, uma parceria do MAPA com UFMT/UNEMAT para realizar o processo de certificação a custos módicos para os produtores, poderia reduzir os custos de transação e barreiras de entrada, especialmente aos agricultores familiares.

EFEITOS AMBIENTAIS DA CERTIFICAÇÃO ORGÂNICA SOBRE AS PRÁTICAS AGRÍCOLAS NA AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA

1 I INTRODUÇÃO

Segundo a Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO, 2014), a população mundial passará de um pouco mais de 7 bilhões de pessoas em 2015 para 8,9 bilhões em 2050, um número consideravelmente alto, mesmo com as taxas de crescimento se tornando cada vez menores. A produção de alimentos que atenderá o aumento potencial dessa demanda exigirá uma incorporação mais lenta de áreas de cultivo, mas não menos preocupante, com impactos significativos sobre o meio ambiente, mesmo diante do uso progressivo de tecnologias mais limpas e do aumento da produtividade agrícola. Nesse compasso, terras agrícolas se tornam mais escassas e pobres em qualidade (GOMIERO ET AL., 2008).

O modelo predominante de agricultura – a agricultura intensiva – tem como pressuposto o aumento da produtividade e a maximização de lucros[1], sem necessariamente condicioná-los à diminuição das externalidades ambientais negativas. O modelo é intensivo nas práticas da mecanização, irrigação e fertilização do solo, bem como no uso de agroquímicos para combate de pragas e doenças (NEVES, 2004); práticas que, além de determinadas medidas, podem provocar impactos significativos sobre o meio ambiente. Ou seja, os ganhos econômicos são tidos a um alto custo de insumos energéticos e efeitos ambientais indesejáveis, tais como perdas de nutriente, degradação do solo e comprometimento da biodiversidade (TILMAN ET AL., 2002).

Uma das alternativas ao *mainstream* é a agricultura orgânica, que baseia seu método de produção em práticas agrícolas ambientalmente sustentáveis[2]. Segundo Gomiero et al. (2008), a agricultura orgânica fornece uma série de serviços ambientais importantes, como a preservação e melhoria da qualidade do solo, minimização do uso da água, preservação da biodiversidade, eliminação do uso de substâncias químicas nocivas, dentre outros. Entre os principais benefícios desse modelo agrícola, destacam-se as reduzidas perdas de nitrogênio para o ambiente e, principalmente, o sequestro de carbono do solo, que, juntos, poderiam compensar entre 60 a 92% dos gases de efeito estufa agrícola atuais, se todas as terras fossem convertidas a práticas orgânicas (LEIFELD, 2012).

Para incentivar a adoção de métodos de produção sustentáveis, os governos

1 O uso intensivo de recursos na agricultura moderna tem apresentado altos rendimentos para as principais culturas do mundo - trigo, arroz, e milho - a um fator de 2,6 - 3,6 ao longo dos últimos cinquenta anos. Entre 69% (milho) e 96% (trigo) deste aumento se deu devido a rendimentos mais elevados por hectare (FAOSTAT, 2011).

2 Há certamente discursos adversos sobre o que vem a ser sustentabilidade, ou sobre a sustentabilidade da agricultura orgânica (GOMIERO ET AL., 2008; BARHAM E WEBER, 2012; BLACKMAN E NARANJO, 2012). Nesse trabalho, contudo, assume-se que as práticas da agricultura orgânica são sustentáveis, a exemplo de Rugby et al. (2001), que defendem que essas práticas são em sua maioria empregadas pelos agricultores para garantir a sustentabilidade agrícola através do aumento dos rendimentos e redução de perdas, minimizando os insumos de fontes não-renováveis, maximizando a utilização de processos biológicos naturais, bem como a promoção da qualidade ambiental.

nacionais, ONGs e outros organismos internacionais têm promovido a comercialização de culturas de exportação através da certificação. A certificação pode ser considerada um modelo de negócio atraente para os pequenos agricultores, principalmente para os países em desenvolvimento (KLEEMAN E ADBULAI, 2013). Barham e Weber (2012) consideram que estes esquemas de certificação sustentáveis têm se tornado cada vez mais populares em muitos países, porque eles combinam traços de conservação ambiental, redução da pobreza e melhoria da saúde, tanto de produtores quanto de consumidores.

Por esses e outros incentivos, o mercado mundial de orgânicos tem crescido significativamente, sugerindo uma preocupação maior com a saúde e uma consciência ecológica mais intensa (BRANDENBURG, 2014; DULLEY E CARMO, 1987). Essa situação é capturada, em parte, pelos resultados da pesquisa do IFOAM (2015), que indicam que as vendas de alimentos e bebidas orgânicos alcançaram 72 bilhões de dólares em 2013, contra 15,2 bilhões de dólares em 1999, um crescimento médio de 25% ao ano, com previsão de que este crescimento continue acelerado nos próximos anos. No Brasil, o mercado de orgânicos gerou 1.5 bilhão de reais em 2012, passando para 2 bilhões de reais em 2014, segundo dados da IPD (2015).

Devido a sua importância, estudos têm examinado os impactos dos sistemas de certificação orgânica nos efeitos de sistemas agrícolas, tais como as receitas da exploração, os lucros e a pobreza das famílias (BARHAM E WEBER, 2012; BEUCHELT E ZELLER, 2011; BOLWIG ET AL, 2009;. NINAN E SATHYAPALAN, 2005; VALKILA, 2009). Alguns deles encontraram impactos positivos modestos sobre as receitas agrícolas e a renda familiar, usando diferentes medidas e abordagens econométricas. Outros, como Bolwig et al. (2009), atribuíram os impactos positivos da certificação aos preços-prêmio pagos nas vendas desses produtos, muito embora não tenham concluído que o efeito advenha da certificação, mas somente que há uma correlação.

Esses e outros estudos contribuem para o debate, porém poucos deles consideraram os resultados ambientais dos programas de certificação, como por exemplo, a adoção de técnicas agrícolas sustentáveis após a certificação (BARHAM E WEBER, 2012). Entre os poucos estudos, destacam-se Blackman e Naranjo (2012), que atestaram que agricultores orgânicos certificados na Costa Rica usam menos produtos químicos, além de adotarem práticas de gestão ambientalmente responsáveis[3].

Tuomisto et al. (2012) analisaram de forma sistemática estudos publicados que compararam os impactos ambientais da agricultura orgânica e convencional na Europa. Os resultados mostraram que as práticas de agricultura orgânica geralmente têm impactos positivos sobre o meio ambiente por unidade de área, mas não necessariamente por unidade de produto. Mas os autores alertam que os estudos geralmente focam em um aspecto particular da problemática ambiental, como, por exemplo, a pobreza do solo. Outro assunto de interesse especifico, fertilidade do solo, foi investigado por Maeder et al. (2002),

3 Os autores baseiam sua análise em 35 produtores de café certificados.

e emissões de nutrientes, por Syväsalo et al (2006) e Knudsen et al (2006). Além desses, vários outros trabalhos sobre assuntos pontuais foram realizados, como por exemplo, biodiversidade na Europa (BENGTSSON ET AL., 2005; FEBER ET AL., 2007; FULLER ET AL., 2005; RUNDLÖF E SMITH, 2006), todos eles buscando comparar os efeitos da produção orgânica e convencional sobre o meio ambiente.

No Brasil, a certificação dos orgânicos se dá a partir de três mecanismos: Certificação por Auditoria, Sistema Participativo de Garantia (SPG) e Controle Social de Venda Direta. Este último é destinado especialmente à agricultura familiar, sendo considerado uma exceção na legislação brasileira, que exige desse produtor apenas o credenciamento em uma organização cadastrada em órgão fiscalizador oficial. Como a garantia, nesse caso, está na relação direta entre produtores e consumidores e na confiança mútua exercida, uma das questões é confirmar se esse mecanismo assegura que os produtores de fato adotam práticas agrícolas ambientalmente corretas.

Desse modo, apesar de parecer óbvio e intuitivo que a certificação automaticamente assegure a adoção de melhores práticas, há de se considerar a particularidade reservada para a agricultura familiar brasileira, e identificar se os beneficiários do sistema – os produtores – de fato cumprem os requisitos para a produção orgânica de alimentos, já que a fiscalização do processo deve ser feita pelos próprios agentes sem a necessidade de um órgão especializado.

Diante do exposto, o objetivo central dessa pesquisa é analisar se o mecanismo do Controle Social de Venda Direta efetivamente leva os produtores a adotarem melhores práticas agrícolas, evitando o uso de insumos químicos e outras atividades indesejadas do ponto de vista ambiental. Para atender ao objetivo proposto foi adotada a abordagem do escore de propensão, comparando as práticas agrícolas de produtores certificados e não certificados. Além do escore de propensão, foram aplicados testes de sensibilidade e robustez e, para minimizar a falha do pressuposto de independência condicional (CIA), foi aplicada uma técnica desenvolvida recentemente por Millimet e Tchernis (2010), garantindo que sejam mensurados os impactos de possíveis variáveis não observáveis no modelo, como habilidade gerencial ou consciência ecológica. A base da pesquisa foram os microdados do Censo Agropecuário do IBGE (2009), com 74.805 observações.

As práticas agrícolas consideradas nesse estudo foram classificadas como inadequadas quando trazem danos ao meio ambiente, e adequadas quando contribuem para a sua conservação, podendo essas últimas também ser chamadas de práticas agroecológicas. O agrupamento foi realizado considerando como *Práticas Inadequadas*: realização de queimadas, uso de agrotóxicos e aplicação de adubo químico; e com o *Práticas Adequadas:* controle alternativo de pragas e doenças, uso de fertilizantes naturais e emprego de adubação verde[4].

4 O Censo Agropecuário (IBGE, 2006) apresenta várias práticas agrícolas. Foram selecionadas 3 (três) positivas e 3 (três) negativas, de acordo com importância de cada uma delas quanto ao seu impacto ao meio ambiente e, espe-

Os principais resultados da pesquisa mostram que a certificação orgânica no Brasil representa uma maior preservação das amenidades rurais, uma vez que apresenta redução de práticas agrícolas inadequadas (-2% e -14,9%, respectivamente para queimada e adubo químico) e aumento de práticas agrícolas adequadas (12,3%, 4,9%, e 9,8%, respectivamente para controle alternativo, biofertilizante e adubação verde). A maior contribuição da pesquisa, adicionalmente à avaliação empírica de um banco de dados pouco explorado e do debate teórico sobre sustentabilidade agrícola é a de que, além do usual controle das variáveis observáveis, os resultados foram controlados para variáveis não observáveis, representando uma maior consistência do modelo e dos resultados, o que assegura maior confiabilidade para políticas públicas voltadas ao setor.

Além dessa seção introdutória, esse estudo está estruturado da seguinte forma: a próxima seção retrata a agricultura familiar e orgânica no Brasil; a seção 3.3 mostra os dados da pesquisa e as estatísticas descritivas; a metodologia encontra-se representada na seção 3.4; na seção 3.5 estão expostos e analisados os da pesquisa, que antecedem as considerações finais, expostas na seção 3.6.

2 | O PROCESSO DE CERTIFICAÇÃO

A agricultura orgânica é regulada internacionalmente por diretrizes do *Codex Alimentarius*, que são estabelecidas pela Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO), pela Organização Mundial de Saúde (OMS) e pela Federação Internacional de Movimentos de Agricultura Orgânica (IFOAM).

A IFOAM é o maior organismo de certificação orgânica do mundo. Seus eixos fundamentais são: saúde, ecologia, justiça e cautela. Por enfatizar o desempenho ambiental, a certificação da agricultura orgânica exige que os produtores atendam a cinco princípios da produção (IFOAM, 2010, p. 55):

- uso de matéria de compostagem orgânica em vez de fertilizantes químicospara manter a qualidade do solo;
- uso de métodos naturais para o controle de doenças, pragas e ervas daninhas em vez de pesticidas sintéticos e herbicidas;
- uso de práticas de conservação do solo, incluindo plantio em contorno, terraços, culturas de cobertura de plantio, cobertura morta e plantio deárvores de sombra;
- utilização mínima de combustíveis fósseis no processo de produção;

cialmente, de acordo com os princípio norteadores da agricultura orgânica que, segundo o MAPA (2015), exclui o uso de fertilizantes químicos, agrotóxicos e produtos reguladores de crescimento, tendo como base: o uso de fertilizantes naturais; a manutenção do solo protegido dos raios solares e das gotas de chuva; a rotação de culturas: o aumento da biodiversidade; consorciação de culturas; adubação verde; compostagem; e controle biológico de insetos e doenças. Pressupõe, ainda, a manutenção da estrutura e da profundidade do solo, sem alterar suas propriedades por meio do uso de produtos químicos. Diante desses princípios e com apoio de dois pesquisadores formados em Engenharia Agronômica que atuam do Grupo de Agricultura Familiar e Agroecologia (GAFA) da Universidade do Estado de Mato Grosso (UNEMAT), as práticas adequadas (positivas) e inadequadas (negativas) foram assim escolhidas.

- poluição mínima durante o manuseio pós-colheita.

O atendimento a esses princípios encaminha o produtor a adotar práticas agrícolas mais sustentáveis que melhorem o seu desempenho ambiental. Conforme D'Souza et al. (1993), o consenso sobre uma conceituação de agricultura sustentável ainda não existe. Para esse estudo em particular, considera-se uma definição do autor que classifica um sistema de agricultura sustentável como aquele que envolve: a) uma combinação de práticas de produção sustentáveis, em vez de uma única prática isoladamente; e b) a interrupção ou a redução do uso de práticas de produção com o potencial de causar danos ambientais. Essa definição culmina basicamente com os princípios da agricultura orgânica destacados anteriormente, o que evidencia uma forte relação do modelo de produção orgânica à sustentabilidade ambiental, condição que pode ser alcançada pelo processo de certificação.

Mesmo a IFOAM estabelecendo um padrão internacional para a agricultura orgânica, cada país adota um sistema de certificação particular, dadas as especificidades institucionais e políticas de cada localidade. No Brasil, o produtor orgânico deve fazer parte do Cadastro Nacional de Produtores Orgânicos, o que é possível somente se ele estiver certificado[5] por um dos três mecanismos descritos a seguir: **a) Certificação por Auditoria** – quando a concessão do selo SisOrg [6]é feita por uma certificadora, pública ou privada, credenciada pelo Ministério da Agricultura. As empresas certificadoras realizam inspeções e auditorias, seguindo procedimentos básicos estabelecidos por normas reconhecidas internacionalmente e adequadas à legislação em vigor (MAPA, 2015); **b) Sistema Participativo de Garantia (SPG)** – tem como característica a responsabilidade coletiva dos membros do sistema, que podem ser produtores, consumidores, técnicos e demais interessados. Para estar legal, um SPG tem que possuir um Organismo Participativo de Avaliação da Conformidade (OPAC) legalmente constituído, que responderá pela emissão do SisOrg. (PORTALORGÂNICO, 2015); **c) Controle Social na Venda Direta** – a legislação brasileira abriu uma exceção na obrigatoriedade de certificação dos produtos orgânicos para a agricultura familiar[7]. Os mecanismos de organização com controles sociais utilizados na avaliação da conformidade orgânica foram reconhecidos e garantidos no texto da Lei no 10.831, que garante a isenção de certificação para a comercialização direta de produtos orgânicos por produtores familiares, inseridos em processo de organização com controle social e cadastrados em órgão fiscalizador conveniado (EMBRAPA, 2007).

Salienta-se que, quando o produtor se cadastra apenas para venda direta, sem

---

5 A certificação é um procedimento pelo qual se assegura, por escrito, que um produto, processo ou serviço obedece a determinados requisitos, através da emissão de um certificado. Este certificado representa uma garantia de que o produto, processo ou serviço é diferenciado dos demais (VALLEJO E HAUSELMANN, 2001).

6 O organismo de avaliação da conformidade obedece a procedimentos e critérios reconhecidosinternacionalmente, além dos requisitos técnicos estabelecidos pela legislação brasileira (MAPA, 2015).

7 As técnicas de agricultura orgânica, com a substituição de insumos convencionais por alternativos, representam um importante recurso para minimizar o impacto no espaço natural, e o segmento de agricultura familiar é que mais apresenta características decisivas para esta transformação (FINATTOE SALAMONI, 2008).

a certificação, ele não pode vender para terceiros, mas é considerado orgânico sem necessidade de seguir os outros processos de garantia de orgânico. A garantia, nesse caso, está na relação direta entre produtores e consumidores, que permite a estes últimos conhecerem e confiarem nos produtores e nos processos produtivos, tendo os produtores o mecanismo de organização com controle social, formalizado ou não (EMBRAPA, 2007).

No sistema de vendas diretas, além da feira, o produtor pode vender ao governo (merenda e CONAB). Por outro lado, quando o produto é certificado, pode-se vender em feiras, mas, também, para supermercados, lojas, restaurantes, hotéis, indústrias, e internet, entre outras formas de comercialização (HAUSELMANN, 1996).

O governo federal objetiva com esse programa garantir a qualidade do produto ao consumidor, e junto a isso permitir ao pequeno agricultor uma oportunidade de venda de sua produção com condições especiais de reconhecimento de sua qualidade orgânica (MAPA, 2015). Tal evidência pode ser verificada nos próprios programas governamentais, como o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE). Esses programas têm foco na agricultura familiar e preveem a preferência por produtos orgânicos em detrimentos dos produtos convencionais, com o pagamento de um preço prêmio para os produtos oriundos da agricultura orgânica, como forma de incentivar esse modelo de produção.

3 I DADOS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA

3.1 Origem e Característica dos Dados

Esse estudo utiliza os microdados do Censo Agropecuário de 2006, desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O Censo Agropecuário 2006 pesquisou agricultores em todo o território nacional, abordando dados estruturais que contemplaram informações detalhadas sobre as características do produtor e do estabelecimento, da economia e do emprego no meio rural, relativamente à pecuária, lavoura e agroindústria.

O Censo Agropecuário de 2006 refere-se a todos os estabelecimentos agrícolas, mas esta pesquisa limita-se a estudar a agricultura familiar[8]. A utilização desse conceito, contudo, e conforme alerta o próprio relatório do Censo (IBGE, 2006), pode trazer uma ligeira superestimação do público pertencente à agricultura familiar. Isso acontece porque o conceito de agricultura familiar está relacionado à unidade familiar, enquanto que a propriedade está relacionada à unidade de produção. Embora a situação mais comum seja a de que uma família esteja associada a uma única categoria, há casos de famílias com mais de um estabelecimento agrícola, o que faz com que cada propriedade seja

8 Adota-se assim o conceito do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), de acordo com a Lei 11.326, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Rurais Familiares.

uma unidade familiar e assim ocorra uma leve superestimação. Este fato, entretanto, não interfere no desenvolvimento do estudo em questão.

De acordo com o IBGE (2009), em 2006 foram identificados 4.367.902 estabelecimentos de agricultura familiar, o que representa 84,4% de todos os estabelecimentos brasileiros. Esse grande contingente de agricultores familiares ocupava uma área de 80,25 milhões de hectares, ou apenas 24,3% da área ocupada por estabelecimentos agropecuários brasileiros. Estes mostram uma estrutura agrária muito concentrada no país, em que a dimensão média das explorações agrícolas familiares foi 18,37 hectares, e das patronais, de 309,18 hectares. Considerando o total de estabelecimentos brasileiros ligados à agricultura familiar, foram apontados aproximadamente 75.000 estabelecimentos orgânicos no Brasil, ou seja, 1,7% dos estabelecimentos agropecuários do país.

3.2 Definição das Variáveis

Antes de apresentar a estatística descritiva, destacam-se, no Quadro 3.1, as definições das variáveis utilizadas. Os resultados de interesse escolhidos levaram em consideração os princípios descritos pela IFOAM sobre agricultura orgânica e sustentabilidade e a disponibilidade de informações do Censo Agropecuário de 2006, conforme fundamentado na seção anterior.

As três primeiras variáveis expostas no Quadro 3.1 (queimadas, agrotóxico e adubo químico) representam as práticas agrícolas inadequadas e as subsequentes (controle alternativo, biofertilizantes e adubação verde) as adequadas, compondo um grupo de variáveis ambientais. Para traçar o perfil dos produtores foram utilizadas as variáveis: gênero, idade, experiência e escolaridade. As demais variáveis perfazem as características da propriedade e questões institucionais e governamentais, ressaltando que todas as questões são destinadas ao chefe da família e se referem à unidade familiar rural.

Variáveis	Definição
Dependentes	
Queimada	Se usa prática agrícola da queimada (sim = 1; não = 0)
Agrotóxico	Se usa agrotóxicos (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Adubo Químico	Se usa adubo químico (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Controle Alternativo	Se usa alternativas para o controle de pragas e doenças (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Biofertilizante	Se usa biofertilizante (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Adubação verde	Se usa adubação verde (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Explicativas	
Gênero*	Gênero (igual a 1 se Masculino e 0, Feminino)
Idade*	Idade (contínua)
Experiência*	Número de anos na atividade agropecuária (contínua)

Educação Fund. Completo*	Se possui ensino fundamental completo (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Educação Ensino Médio*	Se possui ensino médio completo (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Educação Técnica Agrícola*	Se possui ensino técnico agrícola (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Educação Superior*	Se possui ensino superior (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Assentamento	Se o estabelecimento é ligado a projeto de assentamento de famílias (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Cooperativa	Se participa de cooperativa (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Internet	Se possui internet (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Orientação Técnica	Se recebeu algum tipo de orientação técnica (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Orientação Técnica do Governo	Se a origem da orientação técnica foi do governo (igual a 1 se sim e 0, caso contrario)
Orientação Técnica de Cooperativa	Se a origem da orientação técnica foi de cooperativas (igual a 1 se sim e 0, caso contrario)
Orientação Técnica ONG	Se a origem da orientação técnica foi de ONG's (igual a 1 se sim e 0, caso contrario)
Área Própria	Tamanho da área própria em ha
Não precisou financiamento	Se não obteve financiamento porque não precisou (igual a 1 se sim e 0, caso contrário
Não financiou falta garantia	Se não obteve financiamento por falta de garantia (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
Não financiou Medo	Se não obteve financiamento por medo (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)
PRONAF	Se a origem do financiamento foi do Programa Nacional da Agricultura Familiar – PRONAF (igual a 1 se sim e 0, caso contrário)

Quadro 3.1 – Descrição das Variáveis

Nota: *Refere-se ao chefe da família do estabelecimento; ** Refere-se ao ano de 2006;

3.3 Estatística Descritiva

Na primeira coluna da Tabela 3.1 estão as variáveis dependentes e explicativas utilizadas no modelo. As colunas intermediárias correspondem às médias e desvios padrão dos grupos tratados (certificados) e de controle (não certificados), cujas diferenças dos coeficientes apresentam-se na última coluna.

	Certificados	Não certificados	Diferença
Queimada	. 053 (.225)	.138 (.345)	-.085***

Agrotóxico	.000 (.000)	.000 (.000)	.000
Adubo Químico	. 319 (.466)	.397 (.489)	-.078***
Controle Alternativo	.458 (.498)	.230 (.421)	.228***
Biofertilizante	.089 (.285)	.018 (..135)	.072***
Adubação verde	.228 (.420)	.092 (.290)	.136***
Gênero	.108 (.310)	.133 (.340)	-.025***
Idade	49.139 (12.878)	50.726 (14.513)	-1.587***
Experiência	.659 (.474)	.633 (.481)	-.026***
Educ. Fund. Completo	.743 (.436)	.644 (478)	.099***
Educ. Ensino Médio	.136 (.343)	.078 (.264)	.058***
Educ. Téc. Agrícola	.006 (.079)	.001 (.038)	.005***
Educ. Superior	.037 (.189)	.023 (.150)	.014***
Assentamento	.160 (.367)	.138 (.345)	.022***
Cooperativa	.290 (.453)	.071 (.256)	.119***
Internet	.034 (.182)	.013 (.115)	.021***
Orient. Téc.	.559 (.496)	.195 (.396)	.364***
Orient. Téc. Governo	.273 (.445)	.121 (.326)	.152***
Orient. Téc.Cooperativa	.103 (.304)	.018 (.133)	.085***
Orient. Téc. ONG	.046 (.209)	.007 (.083)	.037***
Área Própria	16.93 (48.46)	15.13 (41.99)	1.80**
Não Precisou Financ.	.419 (.493)	.393 (.488)	.026***
Não financ. faltagarantia	.005 (.075)	.017 (.130)	-.012***
Não Fianc. Medo	.101 (.302)	.203 (.402)	-.102***
PRONAF	.801 (.398)	.664 (.472)	.137***

Tabela 3.1 – Estatística Descritiva

Nota: Erros Padrão estão apresentados entre parênteses

Em relação aos resultados de interesse*,* observa-se que as práticas inadequadas, que deveriam ser eliminadas pelos produtores certificados, representam apenas uma minimização do seu uso quando comparadas com os produtores orgânicos não certificados. Mais explicitamente, entre os produtores certificados, 5% ainda fazem uso da queimada e 31,9% utilizam adubo químico, uma diferença de cerca de 8% para os não certificados. Por outro lado, as práticas positivas tiveram maior respaldo por parte dos produtores certificados, principalmente em relação ao controle alternativo de pragas e doenças, apresentando diferença em relação aos produtores não certificados de aproximadamente 22%.

As estatísticas descritivas, porém, não permitem que se conclua de forma definitiva que os produtores certificados estejam descumprindo com as regulamentações da

agricultura orgânica e ignorando a eliminação do uso de contaminantes no meio ambiente, nem tampouco que haja falhas de fiscalização no mecanismo de controle social. No entanto, há um sinal de alerta sobre a eficiência desse sistema.

Quanto às variáveis explicativas, merece realce a de orientação técnica, que apresentou uma diferença de aproximadamente 36% em favor dos produtores certificados, significando que, entre os produtores que estão certificados, há um número maior daqueles que receberam orientação técnica do que entre os que não têm certificação. As orientações técnicas recebidas pelo governo também são mais expressivas entre os produtores certificados (27,3%) do que entre os que não são certificados (12,1%).

Outra variável que apresentou uma diferença acentuada (11,9%) foi a de participação em cooperativas, denotando que os produtores certificados estão mais presentes nesse segmento do que os produtores sem certificação. Todas as variáveis de educação também são melhores, ou apresentam níveis mais avançados, entre os produtores certificados (grupo dos tratados). Favorável ao grupo de controle, ou seja, dos produtores não certificados, a mais representativa foi a do não financiamento por medo, com diferença de 10%, isto é, entre os produtores não certificados existem mais indivíduos com aversão ao risco (medo de contrair empréstimo).

4 | ESTRATÉGICA EMPÍRICA

A estratégia empírica desse estudo foi construída para responder ao seguinte modelo:

$$Y = \alpha + \beta C + X'\delta + \varepsilon \qquad (1)$$

onde Y representa os *outcomes* de interesse (práticas agrícolas inadequadas - queimadas, agrotóxicos e adubo químico, e práticas agrícolas adequadas – controle alternativo, biofertilizante e adubação verde), C é a variável *dummy* que toma o valorigual a 1 quando o produtor é certificado e 0, caso contrário, X é um vetor de variáveisde controle (descritos na Tabela 3.1), ε é o termo de erro e β é o efeito da produçãoorgânica certificada sobre os resultados de interesse destacados acima.

Para estimar consistentemente a equação acima é necessário que o termo deerro esteja não correlacionado com a variável de interesse (ou seja, *COV* (C, ε) = 0) ou, em outras palavras, que os produtores orgânicos certificados sejam distribuídos aleatoriamente ou atribuídos com base em variáveis observáveis (SAMPAIO ET AL., 2013). Quando a correlação entre os dois termos de erro é maior do que zero, técnicas de regressão OLS tendem a produzir estimativas viesadas (KLEEMAN E ABDULAI, 2013).

4.4 Propensity Score Matching (PSM)

Nesse estudo, um método comumente utilizado por estatísticos, porém pouco utilizado para verificar o efeito da certificação sobre as práticas agrícolas foi empregado: o *PSM* desenvolvido por Rosenbaum e Rubin (1983). Entre os notáveis que usaram o método destacam-se Heckman et al. (1998) e Dehejia Wahba (1999, 2002), além de Abadi e Ibens (2002) e Altonji et al. (2005, 2008), todos eles sendo também referência para essa pesquisa.

Para List et al. (2003), o problema fundamental na identificação de efeitos do tratamento é a informação incompleta, pois muito embora seja possível observar se o tratamento ocorre e o resultado de interesse condicionado à designação do tratamento, o contrafactual não pode ser observado.

Deixe y_{i1} denotar o resultado de interesse da observação i se o tratamento ocorre (Ti = 0) e y_{i0} denotar o resultado de interesse se o tratamento não ocorre (Ti = 0). Se ambos os estados são observáveis, o efeito do tratamento médio, τ, seria igual a $\overline{y}_1 -^{-} \overline{y}_0$, onde a média anterior (último) representa o resultado de interesse médio para o grupo de tratamento (controle).

No entanto, dado que apenas y_1 ou y_0 é observado para cada indivíduo ou unidade de análise, geralmente $r \neq \overline{y}_1 -^{-} \overline{y}_0$. Isso acontece, a menos que a atribuição para o grupo tratamento seja aleatória. A solução apontada por Rosenbaum e Rubin (1983) é então encontrar um vetor de co-variáveis, Z, tal que:

$$y_1, y_0 \perp T|Z, \qquad pr(T = 1|Z) \in (0,1) \qquad (2)$$

onde ⊥ denota independência. Assim, se alguém está interessado em estimar o efeito de tratamento médio, somente a condição mais fraca é necessária.

$$E\,[y_0|T = 1, Z] = E[y_0|T = 0, Z] = E[y_0|Z] \qquad (3)$$

$$pr(T = 1|Z) \in (0,1) \qquad (4)$$

Para assegurar a condição da equação (1), o conjunto condicionado Z deveria ser multidimensional. Consequentemente, encontrar observações com valores idênticos para todas as covariáveis em Z pode ser insustentável. Rosenbaum e Rubin (1983) provam, no entanto, que o condicionamento em p (Z) é equivalente ao condicionamento em Z, onde $p\,(Z) = pr\,(T = 1|Z)$ é o escore de propensão. $p\,(Z)$ é estimado via *probit*, nesse estudo.

Após a estimativa do escore de propensão, é definido um algoritmo de pareamento, a fim de estimar o contrafactual faltante, y_{i0}, para cada observação i. O algoritmo mais simples e eficiente é o pareamento do vizinho mais próximo (*nearest neighbor*), em que

cada observação tratada é pareada com a observação de controle quando o escore de propensão é o mais próximo em valor absoluto (Dehejia e Wahba, 2002). Nesse estudo optou-se por parear por 1 vizinho e 4 vizinhos mais próximos. Esse método de pareamento, portanto, identifica um grupo de controle restrito que se aproxima melhor do grupo de tratamento em termos de características de pré- tratamento. Assim, o efeito do tratamento sobre os tratados (ATT) é dada por

$$_{ATT} = E\left[y_1|T = 1, p(Z)\right] = E\left[y_0|T = 0, p(Z)\right] = E\left[y_1 - y_0|p(Z)\right] \quad (5)$$

Vale acrescentar que para o pareamento do vizinho mais próximo os pares com escore de propensão significativamente diferentes são descartados. Para relaxar essa definição, Dehejia e Wahba (2002) alertam sobre a permissão de mais pares a serem retidos (eficiência crescente), porém à custa de introdução de maior viés.

No método Kernel, cada observação tratada i é pareada com algumas observações do controle, com pesos inversamente proporcionais à distância entre as observações tratadas e do controle. Com o pareamento baseado no escore de propensão, os pesos são assim definidos:

$$w(i,j) = \frac{K\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{j=1}^{n0} K\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)} \quad (6)$$

4.5 Impacto da Certificação Orgânica das Práticas Agrícolas Sustentáveis

Para entender melhor a proposta a seguir, é preciso estar convencido de que o uso de práticas agrícolas varia entre agricultores certificados e não certificados. Para captar os efeitos que surgem dessa diferença, o estudo em questão adota uma especificação de avaliação de impacto (RUBIN, 1974) sobre os resultados de interesse na escolha participação. Como hipótese, defende-se que a adoção da certificação orgânica influencia positivamente o uso de práticas agrícolas sustentáveis.

De maneira geral, o impacto de um programa deveria ser medido comparando o *outcome* de interesse para cada agente, com e sem a participação do programa. No entanto, nunca realmente se observam os dois resultados. Na prática, o impacto de um programa é tipicamente medido pela comparação do resultado de interesse médio para um grupo de participantes e para um grupo controle de não participantes (contrafactual), como dito anteriormente.

A questão da auto-seleção é crucial nesse trabalho, porque a decisão dos produtores em aderirem à certificação pode estar associada com outros benefícios da adoção (KLEEMAN E ABDULAI, 2013). Por exemplo, as unidades agrícolas familiares que não

conseguem usar insumos químicos devido ao seu alto custo, podem ser automaticamente selecionadas para certificação orgânica. Assim, elas podem atender aos padrões da certificação e obter preços prêmios, sem ter que interromper o uso de insumo químico, uma vez que já não usam.

Uma avaliação que não consiga exercer controle para essa seleção iria confundir os efeitos de certificação sobre os resultados de interesse com os efeitos das diferenças pré-existentes entre produtores certificados e não certificados. Kleeman e Abdulai (2013), ratificam, portanto, que o viés de seleção surge quando os fatores não observáveis influenciam tanto o termo de erro da escolha da certificação quanto o termo de erro da especificação do resultado de interesse, redundando na correlação de ambos os termos de erro.

Para Blackman e Naranjo (2012), esta abordagem depende de dois pressupostos de identificação. A primeira suposição é a da “ignorabilidade” ou “independência condicional”, que é condicional somente nas características observáveis das propriedades, sendo a decisão de certificação ignorada para fins de mensuração dos resultados de interesse. Ou seja, pode-se observar e controlar todas as variáveis que afetam simultaneamente a decisão de certificação e as variáveis de resultado de interesse. Esta primeira suposição é testável. O segundo pressuposto, “suporte comum” ou “sobreposição,” diz que a distribuição das características observáveis para produtores não certificados é semelhante à de produtores certificados, tais que as explorações agrícolas com características semelhantes têm uma probabilidade positiva de serem certificadas e não certificadas.

Adaptando à teoria de Rosenbaum e Rubin (1983), o pareamento dos produtores deve acontecer apenas em função do escore de propensão, ou seja, da sua probabilidade de certificação como previsto por um modelo de regressão, o que equivale a um índice de características agrícolas e do produtor ponderada pela sua importância na predição de certificação.

4.6 Millimet e o Teste Para as Não Observáveis

Para resolver o problema quando a CIA falha, construíram-se estimadores para minimizar o viés, conforme proposto por Millimet e Tchernis (2010). Assim, o viés ao estimar o ATE e o ATT é dado finalmente por:

$$\beta_{MB,ATE}|p^* = \left[\frac{\sum_{1 \in \sqcap} \frac{y_i O_i}{p(X_i)}}{\sum_{1 \in \not\equiv \sqcap} \frac{O_i}{p(X_i)}}\right] - \left[\frac{\sum_{1 \in \sqcap} \frac{y_i(1-O_i)}{1-p(X_i)}}{\sum_{1 \in \sqcap} \frac{(1-O_i)}{1-p(X_i)}}\right] \qquad (7)$$

$$\beta_{MB,ATT}|p^* = 0,5 \sum_{i \in \cap} y_i O_i - \left[\frac{\sum_{i \in \cap} \frac{y_i(1-O_i)p(X_i)}{1-p(X_i)}}{\sum_{i \in \cap} \frac{(1-O_i)p(X_i)}{1-p(X_i)}}\right] \qquad (8)$$

Depois, como uma extensão natural, estima-se o próprio viés, através das seguintes equações:

$$\beta_{ATE}|p^*| = -\{\rho_{Ou\sigma_O} + [1 - p^*]\rho_{\delta u}\ \sigma_\delta\}\ [\frac{\emptyset\ (\psi^{-1}(p^*))}{p^*[1-p^*]}] \tag{9}$$

$$\beta_{ATT}\ [p = 0,5] = -\rho_{Ou\sigma_O}\ [\frac{\emptyset\ (\psi^{-1}(0,5))}{p^*[1-0,5]}] \cong -1,6\rho_{Ou\sigma_O} \tag{10}$$

Esse resultado poderia ser usado para gerar estimativa de viés corrigido (MB- BC) de ambos os parâmetros:

$$\beta_{MB-BC,ATE}|p^*| = \beta_{MB,ATE}|p^*| - \beta_{ATE}|p^*| \tag{11}$$

$$\beta_{MB-BC,ATT}|p^* = 0,5| = \beta_{MB,ATT}|p^*| - \beta_{ATT}|p = 0,5| \tag{12}$$

5 | RESULTADOS

Os resultados de interesse desse estudo pretendem perceber se o mecanismo de controle social de certificação orgânica induz o uso de práticas agrícolas adequadas pelos agricultores familiares. Em outros termos, busca-se averiguar se existe relação positiva entre a certificação orgânica e as práticas agrícolas adequadas, que são aquelas consideradas mais sustentáveis do ponto de vista ambiental. O contrário também é verdadeiro, ou seja, confirmar a relação negativa entre certificaçãoorgânica e as práticas agrícolas inadequadas.

Na Tabela 3.2 são apresentados os resultados de um modelo probit para uma especificação do escore de propensão. Conforme a estatística descritiva (Tabela 3.1), os coeficientes estimados de experiência, educação, acesso à informação (internet), cooperativa, orientação técnica e aversão ao risco (não financiou por medo) afetam significativamente a probabilidade de ser um produtor orgânico certificado.

Nome da variável	Coeficiente	Nome da Variável	Coeficiente
Gênero	-.315*** (.065)	Orient. Téc.	.712*** (.057)
Idade	-.001 (.001)	Orient. Téc. Governo	-.191*** (.056)
Experiência	.172*** (.043)	Orient. Téc. Cooperativa	.081 (.073)
Educ. Fund. Completo	.396*** (.060)	Orient. Téc. ONG	.403*** (.108)
Educ. Ensino Médio	.488*** (.085)	Área Própria	-.000 (.000)
Educ. Téc. Agrícola	.489 (.445)	Não precisou financiamento	.245*** (.047)
Educ. Superior	.631*** (.142)	Não financiou falta garantia	-.476** (.229)
Assentamento	-.213 (.053)	Não Financ. Medo	-.293*** (.066)
Cooperativa	.509*** (.042)	PRONAF	.209*** (.042)
Internet	.261** (.141)		
Número de Observações: Log Pseudo-verossimilhança	11726 -3108.0781		

Tabela 3.2 – Pareamento Probit: Regressão de Certificação com as Covariáveis

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***, ** e * representam p<1%, p<5% e p<10%, respectivamente.

A Tabela 3.3 contém algumas estatísticas que resumem a qualidade da implementação do pareamento baseado no escore de propensão. Na segunda coluna, o pseudo-R^2 sugere que a estimativa do escore de propensão na amostra correspondente, após o pareamento, foi bem executada (SIANESI, 2004). Essa situação pode ser justificada pelo baixo valor (próximo a zero) encontrado. O pseudo- R2 indicou também que os regressores X explicam categoricamente a probabilidade de certificação.

Amostra	Pseudo-R^2	LR X^2	Média do viés	Mediana do viés
Antes	0.148	1083.56***	22.5	13.8
Depois	0.006	17.60	2.9	1.3

Tabela 3.3 – Qualidade do Balanço Antes e Depois do Pareamento

Nota: *** representa p<1%. Os vieses da média e da mediana servem como indicadores sintetizados da distribuição do viés absoluto e são calculados como diferenças entre tratados e controle nas médiase medianas das covariáveis antes e depois do *matching.*

Na coluna 3, o teste de verossimilhança indica que a amostra pareada foi bem balanceada nas variáveis observadas e que a distribuição esperada possui relação com

o resultado contraído. Nas colunas 4 e 5, finalmente, evidencia-se redução na média e mediana do viés absoluto, de acordo com o destacado por Rosenbaum e Rubin (1985). Os resultados são condizentes com o enfatizado por Dehija e Wahba (2002), revelando que o procedimento de pareamento foi bem sucedido, uma vez que os membros do grupo de controle selecionado (produtores orgânicos não certificados) possuem características observáveis similares quando comparados ao grupo de tratados (produtores orgânicos certificados).

As estimativas dos coeficientes para as práticas agrícolas inadequadas e adequadas estão dispostas na Tabela 3.4, cujos resultados apontam alto nível de significância estatística na maioria dos resultados.

Estimação	Queimada	Agrotóxico	Adubo Químico	Controle Alternativo	Biofertil	Adubação verde
OLS	-.012***	-.454***	-.192***	.163***	.059***	.106***
	(.012)	(.033)	(.025)	(.023)	(.012)	(.021)
NN (1)	-.014***	0	-.220***	.141***	.067***	.103***
	(.012)	0	(.027)	(.022)	(.013)	(.022)
NN (4)	-.016***	0	-.253***	.160***	.060***	.088***
	(.009)	0	(.021)	(.018)	(.011)	(.018)
Kernel	-.017***	0	-.255**	.173***	.059***	.094***
	(.008)	0	(.019)	(.016)	(.011)	(.017)
IPW	-.020***	0	-.149***	.123***	.049***	.098***
	(.014)	0	(.023)	(.019)	(.012)	(.019)

Tabela 3.4 – Efeito da Certificação Sobre as Práticas Agrícolas com Diferentes Métodos

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

Os resultados da Tabela 3.4 confirmam a expectativa dos sinais dos coeficientes, sendo eles negativos quando as práticas agrícolas são inadequadas, e positivos quando as práticas agrícolas são adequadas. Constatou-se que os produtores orgânicos certificados, apesar de em menor proporção, fazem uso da queimada e de agrotóxicos e utilizam adubo químico. A magnitude do efeito só não é substancial no caso da primeira prática assinalada, ficando em torno de 2%. Vale ressaltar aqui que a variável agrotóxico apresentou problemas de convergência[9] para outros estimadores além do OLS, ficando doravante excluído das análises.

9 Ao processar os dados no *stata*, foi constatado que a variável agrotóxico possuía “missing” e, portanto, não convergia para concluir as estimativas.

Estimação	Queimada	Adubo Químico	Controle Alternativo	Biofertilizante	Adubação verde
Nível de instrução					
	1	3	4	5	6
OLS	-.012* (.012)	-.175*** (.027)	.175*** (.024)	.042*** (.013)	.094*** (.023)
NN (1)	-.013*** (.013)	-.257*** (.029)	.187*** (.025)	.043*** (.012)	.104*** (.024)
NN (4)	-.011*** (.009)	-.252*** (.024)	.182*** (.020)	.036*** (.011)	.061*** (.020)
Kernel	-.018*** (.009)	-.241*** (.021)	.181*** (.018)	.040*** (.010)	.080*** (.018)
IPW	-.036*** (.013)	-.151*** (.026)	.171*** (.023)	.038*** (.013)	.093*** (.021)
Experiência					
OLS	-.021*** (.011)	-.203*** (.028)	.166*** (.026)	.052*** (.014)	.112*** (.023)
NN (1)	-.021*** (.013)	-.283*** (.032)	.153*** (.027)	.054*** (.015)	.093*** (.026)
NN (4)	-.020*** (.010)	-.258*** (.025)	.153*** (.021)	.061*** (.013)	.095*** (.022)
Kernel	-.023*** (.009)	-.255*** (.022)	.163*** (.019)	.054*** (.012)	.104*** (.020)
IPW	-.047*** (.016)	-.136*** (.029)	.122*** (.024)	.044*** (.013)	.107*** (.022)

Tabela 3.5 – Teste de Robustez: Estimação para Nível de Instrução e Experiência

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

Esses resultados evidenciam que pode haver algum descontrole em relação ao cumprimento da legislação dos orgânicos no Brasil e/ou que o mecanismo de controle social não consegue assegurar as exigências ambientais de um processo de certificação.

Aplicando um teste de robustez para os diferentes métodos expostos da Tabela 3.4, foi realizada uma redução amostral de forma a conter somente indivíduos com nível de instrução de ensino (fundamental e completo) e experiência. Os resultados foram parecidos e estão apresentados na Tabela 3.5. A semelhança desses efeitos revela uma robustez das estimações, confirmando que as estimativas são coerentes e consistentes e não apresentam mudanças consideráveis entre si e entre um teste e outro.

	Queimada	Adubo Químico	Controle Alternativo	Fertilizante Natural	Adubação verde
PAINEL A					
ρ	1	3	4	5	6
0.0	-.160** (.072) [.006]	-.641*** (.053) [.051]	.441*** (.042) [.019]	.499*** (.078) [.018]	.376*** (.057) [.014]
0.1	-.359*** (.071) [.009]	-.818*** (.053) [.058]	.251*** (.042) [.024]	.321*** (.078) [.019]	.198*** (.056) [.018]
0.2	-.545*** (.070) [.012]	-.985*** (.053) [.066]	.065 (.042) [.029]	.150** (.077) [.015]	.025 (.056) [.023]
0.3	-.719*** (.069) [.015]	-1.142*** (.052) [.073]	-.115*** (.041) [.034]	-.012 (.076) [.018]	-.139** (.055) [.029]
PAINEL B					
p	.071	-.311	.221	.286	.213

Tabela 3.6 – Sensibilidade da Certificação à Variação na Correlação de Distúrbios do Modelo Probit Bivariado

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

Até então o método de escore de propensão controlou o possível viés de seleção para as características observáveis, mas não para não observáveis. Os dados da Tabela 3.6 apresentam os de um teste de robustez que busca avaliar se as variáveis não observáveis estão correlacionadas com a produção orgânica certificada, determinando assim o quão sensíveis são as estimativas do efeito da produção orgânica certificada sobre a variação na correlação entre os termos de erros do modelo probit bivariado. No painel A, são apresentadas as estimativas dos parâmetros de interesse e seus efeitos marginais. Os coeficientes de correlação ρ contêm diferentes valores; quando ρ = 0, obtêm-se os mesmos para os *outcomes* obtidos pelas estimativas do modelo probit da Tabela 3.4, dado que as variáveis não observáveis são consideradas distantes. Somente a partir de ρ = 0.2 os coeficientes de controle alternativo e adubação verde se tornam insignificantes. Além disso, os coeficientes das práticas adequadas (controle alternativo, biofertilizante e adubação verde) só se tornam negativos em ρ = 0.3. Dessa forma, somente valores maiores de ρ poderiam eliminar completamente o efeito positivo da certificação sobre as práticas agrícolas (especialmente as práticas adequadas).

Assim, como a maioria dos valores de ρ foi alto (com exceção da queimada e adubo químico), suspeita-se que o efeito da certificação sobre os resultados de interesse de práticas agrícolas seja capaz de explicar o modelo, não havendo variáveis omitidas que influenciem o tratamento. No entanto, ainda é prematuro fazer este tipo de afirmação sem

a consecução de outros testes importantes.

Um teste de robustez suplementar ao da Tabela 3.6 foi então executado para corroborar as afirmações até então avençadas. Como denotado na Tabela 3.7, mesmo com uma sub-amostra para nível de instrução (educação fundamental completo) e experiência, os resultados são muito semelhantes aos da tabela anterior, para ambas as variáveis, fortalecendo os efeitos já demonstrados.

Para confirmar os apresentados e avaliar o viés oriundo da falha do pressuposto da independência condicional (CIA), empregou-se ainda a técnica desenvolvida por Millimet e Tchernis (2010). Essa técnica permite obter as estimativas dos limites inferiores do efeito da certificação quando as variáveis observáveis que afetam a variável dependente têm a mesma relação com as não observáveis, afetando o regressor endógeno.

Variáveis	Queimada	Adubo Químico	Controle Alternativo	Biofertilizante	Adubação Verde
			Nível de Instrução		
			PAINEL A		
ρ	1	3	4	5	6
0.0	-.205*** (.083) [.007]	-.592*** (.059) [.059]	.478*** (.048) [.025]	.423*** (.093) [.003]	.317*** (.063) [.017]
0.1	-.402*** (.083) [.009]	-.770 *** (.058) [.068]	.289*** (.047) [.031]	.246*** (.093) [.004]	.139** (.063) [.021]
0.2	-.585*** (.082) [.012]	-.938 *** (.058) [.076]	.104** (.047) [.036]	.077 (.092) [.006]	-.031 (.062) [.027]
0.3	-.756*** (.081) [.016]	-1.095 *** (.057) [.084]	-.074 (.046) [.042]	-.084 (.090) [.008]	-.194** (.061) [.033]
			PAINEL B		
P	-.098	-.293	.246	.244	.185
			Nível de Instrução		
			PAINEL A		
ρ	1	3	4	5	6
0.0	-.262*** (.092 [.006]	-.635*** (.062) [.057]	.434*** (.020) [.000]	.472*** (.095) [.003]	.409*** (.067) [.016]
0.1	-.460*** (.092) [.009]	-.810*** (.062) [.065]	.247*** (.050) [.025]	. 296*** (.094) [.004]	.233*** (.066) [.020]
0.2	-.644*** (.092) [.012]	-.975*** (.061) [.073]	.064*** (.050) [.030]	.127 (.093) [.006]	.062 (.065) [.026]
0.3	-.815*** (.090) [.015]	-1.130*** (.060) [.081]	-.113** (.049) [.035]	-.034 (.091) [.009]	-.102 (.064) [.032]

PAINEL B					
P	-.122	-.305	.218	.272	.231

Tabela 3.7 – Teste de Robustez: Sensibilidade da Certificação para Nível de Instrução e Experiência

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. *** representam p<1%, ** representam p<5% e * representam p<10%.

Os resultados desse procedimento estão contidos na Tabela 3.8, com as devidas estimativas de mínimo viés (β_{MB}) e viés corrigido (β_{MB-BC}) do efeito da certificação da produção orgânica sobre os resultados de interesse. As evidências fornecidas nesse teste validam a hipótese de que a certificação da produção orgânica influência os resultados de interesse analisados e que, portanto, a estimativa não está viesada pelo controle que exerce sobre as variáveis não observáveis.

Coeficiente	Queimada	Agrotóxico	Adubo Químico
	ATE		
βMBIθ=0.05	-0.064	-0.000	-0.029
	[-0.087, -0.042]	[-0.000, -0.000]	[-0.126, 0.046]
βMBIθ=0.10	-0.064	-0.000	-0.029
	[-0.087, -0.042]	[-0.000, -0.000]	[-0.100, 0.017]
βMBIθ=0.25	-0.063	-0.000	-0.049
	[-0.073, -0.042]	[-0.000, -0.000]	[-0.100, -0.011]
βMB-BCIθ=0.05	-0.227	-0.000	-0.028
	[-0.256, -0.210]	[-0.000, -0.000]	[-0.125, 0.110]
βMB-BCIθ=0.10	-0.227	-0.000	-0.028
	[-0.256, -0.210]	[-0.000, -0.000]	[-0.100, 0.075]
βMB-BCIθ=0.25	-0.227	-0.000	-0.048
	[-0.255, -0.205]	[-0.000, -0.000]	[-0.100, 0.036]
	ATT		
βMBIθ=0.05	-0.012	-0.000	-0.271
	[-0.021, -0.004]	[-0.000, -0.000]	[-0.309, -0.229]
βMBIθ=0.10	-0.020	-0.000	-0.257
	[-0.030, -0.014]	[-0.000, -0.000]	[-0.288, -0.220]
βMBIθ=0.25	-0.025	-0.000	-0.190
	[-0.034, -0.018]	[-0.000, -0.000]	[-0.217, -0.157]
βMB-BCIθ=0.05	-0.719	-0.000	1.009
	[-0.766, -0.666]	[-0.000, -0.000]	[0.895, 1.102]
βMB-BCIθ=0.10	-0.727	-0.000	1.023

	[-0.771, -0.674]	[-0.000, -0.000]	[0.910, 1.111]
βMB-BC|θ=0.25	-0.733	-0.000	1.090
	[-0.780, -0.679]	[-0.000, -0.000]	[0.989, 1.184]

Práticas Positivas			
Coeficiente	**Controle alternativo**	**Biofertilizante**	**Adubação Verde**
ATE			
βMB|θ=0.05	0.118	0.036	0.099
	[0.086, 0.164]	[0.025, 0.097]	[0.047, 0.174]
βMB|θ=0.10	0.123	0.047	0.116
	[0.105, 0.155]	[0.026, 0.106]	[0.076, 0.165]
βMB|θ=0.25	0.141	0.069	0.122
	[0.117, 0.159]	[.0.052, 0.084]	[0.100, 0.150]
βMB-BC|θ=0.05	0.719	0.164	0.452
	[0.640, 0.812]	[0.123, 0.247]	[0.397, 0.518]
βMB-BC|θ=0.10	0.724	0.174	0.469
	[0.658, 0.797]	[0.126, 0.245]	[0.417, 0.523]
βMB-BC|θ=0.25	0.742	0.197	0.475
	[0.673, 0.798]	[0.140, 0.252]	[0.414, 0.514]
ATT			
ΒMB|θ=0.05	0.159	0.052	0.082
	[. 0.129, 0.193]	[0.020, 0.075]	[0.049, 0.121]
βMB|θ=0.10	0.157	0.049	0.076
	[0.128, 0.183]	[0.028, 0.075]	[0.059, 0.111]
βMB|θ=0.25	0.148	0.064	0.104
	[0.122, 0.163]	[0.049, 0.077]	[0.084, 0.121]
βMB-BC|θ=0.05	1.380	0.230	0.620
	[1.326, 1.432]	[0.202, 0.274]	[0.559, 0.663]
βMB-BC|θ=0.10	1.378	0.227	0.614
	[1.318, 1.435]	[0.190, 0.272]	[0.559, 0.656]
βMB-BC|θ=0.25	1.369	0.242	0.642
	[1.302, 1.419]	[0.211, 0.280]	[0.571, 0.692]

Tabela 3.8 – Efeito da Certificação: Estimativa de Mínimo Viés e Viés Corrigido

Nota: Intervalo de confiança empírico de 90% obtido usando 200 repetições *bootstrap* apresentado em colchetes.

De outro modo, a decisão da certificação afeta positivamente as práticas adequadas, mas não elimina as inadequadas. Esse fato revela que a certificação no Brasil, sendo ela em grande parte formada por controle social – conforme visto na segunda seção -, contribui para reduzir alguns impactos negativos, mas não assegura que os produtores eliminem completamente o uso de outras práticas negativas.

Enfim, os dos testes realizados apontam para a constatação de que a certificação está positivamente correlacionada com atitudes positivas em relação ao meio ambiente e que pode ser considerada não viesada. Em termos mais acurados, depois de controlar a seleção amostral por algumas variáveis não observáveis e estimar os limites inferiores, minimizando ou removendo o viés da falha da CIA, confirma-se as estimações anteriores de que não é possível garantir a isenção de práticas inadequadas por parte dos produtores certificados ligados à agricultura familiar.

Para ratificar o teste Millimet, aplicou-se o estimador IV proposto por Klein e Vella (2009). A abordagem dos autores serve para contornar a estimativa na presença de heterocedasticidade e identificar o parâmetro de interesse que calcula a sua probabilidade de tratamento e, em seguida, usá-lo como um instrumento para medir a dispersão dos dados da variável de tratamento (SAMPAIO ET AL, 2013).

	Queimada (1)	**Agrotóxico (2)**	**Adubo Químico (3)**
Coeficiente	-0.680 [-0.722, -0.631]	-0.000 [-.000, -.000]	0.922 [0.826, 1.023]
	Controle Alternativo (1)	**Fertilizante (2)**	**Adubação verde (3)**
Coeficiente	1.381 [1.305, 1.438]	0.242 [0.206, 0.291]	0.637 [0.569, 0.688]

Tabela 3.9 – Estimação dos Efeitos da Certificação Baseada em Klein e Vella (2009)

Nota: Intervalo de confiança empírico de 90% obtido usando 200 repetições *bootstrap* apresentadas em colchetes.

Como visto na Tabela 3.9, os coeficientes estimados confirmam o teste de Millimet e Tchernis (2010), envidando maior consistência e assegurando que os resultados encontram-se mais concentrados em torno da reta de regressão do modelo estimado. De outro modo, esse teste ratifica que a certificação para a agricultura familiar brasileira necessita de uma atenção especial quanto à confiabilidade ambiental gerada pelo mecanismo de controle social.

6 | CONSIDERAÇÕES FINAIS

Alguns pesquisadores têm se esforçado para identificar se a certificação orgânica de fato induz a práticas agrícolas mais sustentáveis. O uso do método de pareamento por

escore de propensão tem sido usado para esse fim por parte relativamente pequena deles. Os resultados não são conclusivos. Além do mais, não foram encontradas evidências de estudos dentro dessa temática que controlassem pelas variáveis não observáveis.

Nesse sentido, esse estudo conseguiu atingir ao objetivo proposto de analisar se o mecanismo do Controle Social de Venda Direta efetivamente leva os produtores a adotarem melhores práticas agrícolas, evitando o uso de insumos químicos e outras atividades indesejadas do ponto de vista ambiental. Foi constatado que o mecanismo em questão não conduz à eficiência ambiental, pois não elimina totalmente as práticas agrícolas perversas por parte dos produtores certificados.

A abordagem do pareamento por escore de propensão foi escolhida para comparar as práticas agrícolas de produtores certificados e não certificados. Além desse método, foram aplicados testes de sensibilidade e robustez e, para minimizar a falha do pressuposto de independência condicional (CIA), foi empregada a técnica Millimet e Tchernis (2010) para avaliar a magnitude da influência de possíveis variáveis não observáveis.

Os resultados da pesquisa mostram que a certificação orgânica no Brasil representa uma maior preservação das amenidades rurais, uma vez que apresenta redução de práticas agrícolas inadequadas (-2% e -14,9%, respectivamente para queimada e adubo químico) e aumento de práticas agrícolas adequadas (12,3%, 4,9%, e 9,8%, respectivamente para controle alternativo, biofertilizante e adubação verde). V

Os testes de sensibilidade e robustez utilizados asseguraram a consistência das estimativas apuradas e a técnica desenvolvida por Millimet e Tchernis (2010) foi determinante para afirmar que não há outro fator não observado que afete as práticas agrícolas dos produtores, que não a certificação orgânica, fornecendo evidências para a necessidade de aprimorar a politica do governo federal, através do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, quanto ao uso do mecanismo de controle social para a certificação dos produtores orgânicos ligados à agricultura familiar no Brasil.

Por outro lado, como sugestão para futuros estudos, recomenda-se a investigação sobre as consequências econômicas da proteção ambiental e os benefícios econômicos da sustentabilidade ambiental no sentido de averiguar relação de ganhos financeiros e preservação ambiental. Além disso, o banco de dados do Censo Agropecuário pode fornecer variáveis para se estudar a relação pobreza e degradação ambiental, por meio da utilização de outros resultados de interesse.

Ressalta-se como fator limitante da pesquisa a abrangência das práticas agrícolas utilizadas no estudo como *proxy* para a sustentabilidade ambiental. É importante a inclusão de outras práticas agrícolas, para melhor entender a conduta dos produtores orgânicos certificados frente aos recursos naturais. De outra forma, a adoção de práticas agrícolas ambientalmente sustentáveis depende e pode ser influenciada por políticas que melhorem a qualidade de ensino e o nível de acesso às informações, propiciem maior ingresso às orientações técnicas governamentais e às políticas já em andamento, como o PRONAF.

CONCLUSÕES

Esta pesquisa foi desenvolvida a partir da produção de três artigos construídos sob a temática comum da agricultura familiar no Brasil. O setor foi analisado em relação a questões econômicas, mercadológicas e ambientais, com foco na sustentabilidade dos empreendimentos rurais, particularmente dos produtores orgânicos e certificados.

A base de dados utilizada para pesquisa foi a do Censo Agropecuário de 2006 e o método adotado o *Propensity Score Matching.* De uma forma geral, a técnica permitiu comparar grupos de produtores distintos: ora os orgânicos na condição de tratados e os convencionais como grupo de controle; ora os certificados como tratados e os orgânicos como controle. Além do controle do viés de seleção para variáveis observáveis, os métodos propostos por Millimet (2010) e Oster (2014) foram empregados na tentativa de reduzir ou eliminar vieses de variáveis omitidas.

Dessa forma, foi possível atingir os objetivos propostos e alcançar resultados importantes para avaliação de políticas públicas, uma vez que algumas questões relevantes, como renda e lucratividade, forneceram elementos que podem estimular ações para o fortalecimento da agricultura familiar no Brasil, especificamente ao setor da produção orgânica.

Algumas variáveis apresentaram relação positiva com os resultados de interesse e podem abastecer os *policy makers* para expandir políticas em vigor ou criar novas. A assistência técnica do governo, por exemplo, pode indicar que as mudanças ou conversões do sistema convencional para o orgânico depende de mais ações e/ou programa que ampliem o conhecimento e a tecnologia do produtor com vistas ao aumento de sua produtividade e renda. Quanto à educação, programas de alfabetização do campo e outros mais avançados de qualificação e pós-graduação em parceria com CNPq, além da educação profissional e tecnológica para jovens e adultos, parecem ser decisivos para as decisões dos produtores em aderir a sistemas mais sustentáveis.

Ademais, ficou patente que os resultados também podem se tornar referência para a consolidação de alguns programas já existentes, como a do mecanismo de Controle Social de Venda Direta, ligada ao Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, que apresentou redução significativa de impactos ambientais dadas as práticas agrícolas assumidas pelos produtores certificados sob esse sistema. Outrossim, outras políticas de crédito e fomento voltadas à agricultura familiar devem ser intensificadas, como: Pronaf Agroecologia, que financia investimentos dos sistemas de produção agroecológicos ou orgânicos, incluindo os custos de conversão e de manutenção do empreendimento; Pronaf Custeio e Comercialização de Agroindústrias Familiares, que financia as necessidades de custeio do beneficiamento e industrialização da produção própria ou de terceiros; PAA, que pode pagar um preço prêmio de até 30% aos produtos orgânicos; PNAE, que prevê a compra de ao menos 30% dos alimentos provenientes da agricultura familiar para serem servidos nas escolas da rede pública de ensino.

REFERÊNCIAS

ABADIE, A.; IMBENS, G. Matching on the estimated propensity score. 2012.

ABADIE, A.; IMBENS, G. W. Simple and Bias-corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. **National Bureau of Economic Research**, Inc. 2002.

ABREU, L. S. DE; KLEDAL, P. R.; PETTAN, K.; RABELLO, F.; MENDES , S. C. Trajetória e situação atual da agricultura de base ecológica no Brasil e no estado deSão Paulo. Cadernos de Ciência & Tecnologia, 26 (1), 149-178, 2009.

ALTONJI, J., ELDER, T.; TABER, C. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools. **Journal of PoliticalEconomics**, 151-184, 2005.Using Selection on Observed Variables to Assess Bias from Unobservableswhem evaluating SwanGanz Cathererization. **The American Economic Review:** papers and proceedings, 345-350, 2008.

ARNOULD, E. J.; PLASTINA, A.; BALL, D. Does Fair Trade Deliver on Its Core ValueProposition? Effects on Income, Educational Attainment, and Health in Three Countries. **Journal of Public Policy & Marketing**, 186-201, 2009.

AYUYA, O. I.; GIGO, E. O.; BETT, H. K.; LAGAT, J. K.; KAHII, A. K.; BAUER, S. Effect of Certified Organic Production Systems on Poverty among SmallholderFarmers: Empirical Evidence from Kenya. **World Development**, 27-37, 2015.

BACON, C. M. Confronting the coffee crisis: Can fair trade, organic, and specialtycoffees reduce small-scale farmer vulnerability in northern Nicaragua? **World Development**, 497-511, 2005.

BARHAM, B. L.; WEBER, J. G. The Economic Sustainability of Certified Coffee: Recent Evidence from Mexico and Peru. **World Development**, 1269-1279, 2012.

BARHAM, B.; CALLENES, M.; GITTER, S.; LEWIS, J. Fair Trade/organic coffee,rural livelihoods and the agrarian question: southern Mexican coffee families in transition. **World Development**, 134-145, 2011.

BARRETT, H.; BROWNE, A.; HARRIS, P.; CADORET, K. Organic certification andthe UK market:organic imports from developing countries. **Food Policy,** 301-318, 2002.

BELTRÁN-ESTEVE, M.; REIG-MARTÍNEZ, E. Comparing conventional and organiccitrus grower efficiency in Spain. **Agricultural System**, 115-123, 2014.

BENGTSSON, J., AHNSTROM, J., WEIBULL, A.C.The effects of organic agricultureon biodiversity and abundance: a meta-analysis. **Journal of Applied Ecology,** 261-269, 2005.

BEUCHELT, T. D.; ZELLER, M. Profits and poverty: Certification’s troubled link forNicaragua’s organic and fairtrade coffee producers. **Ecological Economics**, 1316-1324, 2011.

BLACKMAN, A.; NARANJO, M. A. Does eco-certification have environmental benefits? Organic coffee in Costa Rica . **Ecological Economics**, 58-66, 2012.

BLACKMAN, A.; NARANJO, M.; ALPIZAR, F.; RIVERA, J. Does Tourism Eco- Certification Pay? Costa Rica’s Blue Flag Program. **World Develpment**, 41-52,2013.

BOLWIG, S.; GIBBON, P.; JONES, S. The economics of smallhoder organic contractfarming in Tropical Africa. **World Development**, 1094-1104, 2009.

BRANDENBURG, M.; GOVINDAN, K.; SARKIS; SEURING, S. Quantitative models forsustainable supply chain management: Developments and directions. **European Journal of Operational Research**, 299-312. 2014.

BURTON, M. RIGBY, D.; YOUNG, T. Modelling the adoption of organic horticulturaltechnology in the UK using Duration Analysis. **The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, 29–54, 2003.

BUTLER, L. The economics of organic milk production in California: a comparison with conventional costs. **American Journal of Alternative Agriculture** 17(2): 83–91,2002.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation ofpropensity score matching. Artigo para Discussão (IZA), n. 1588, 2005.

CHIPUTWA, B.; SPIELMAN, D. J.; QAIN, M. Food standards, certification, and poverty among coffee farmers in Unganda. **World Development**, 400-412, 2015.

CONNOLLY, C.; KLAIBER, H. A.Does organics command a premium when the foodis already local? **American Journal of Agricultural Economics**, 1-15, 2014.

DABBERT, S. Economics of Conversion to Organic Farming: Cross-sectional Analysis of Survey Data in Germany, In: Lampkin NH & Padel S (eds.), The Economics of Organic Farming: An International Perspective, CAB International,Oxon, 285-293, 1994.

DABBERT, S.; LIPPERT, C.; ZORN, A. Introduction to the special section on organiccertification systems: Policy issues and research topics. **Food Policy**, 425-428, 2014.

DARBY,K.; BATTE, M.T.; ERNST, S.; ROE, B. Decomposing Local: A Conjoint Analysis of Locally Produced Foods. **American Journal Agricultural Economics**,476-486, 2008.

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Propensity Score-Matching Methods for nonexperimental causal studies. **The review of economics and estatistics**, 151-161, 2002.

DELBRIDGE, T.; FERNHOLZ, C.; KING, R.; LAZARUS, W. A whole-farm profitabilityanalysis of organic and conventional cropping systems. **Agricultural Systems,** 1-10,2013.

DIMA, S. J.; ODERO, A. N. Organic farming for sustainable agricultural production. **Environmental and Resource Economics**, 177-188, 1997.

D'SOUZA, G.; CYPHERS, D.; PHILLIPS, T. Factors affecting the adoption of sustainable agricultural practices. **Agricultural and Resource Economics Review**, 159-165, 1993.

DULLEY, R. D.; CARMO, M. S. Viabilidade econômica do Sistema de Produção Alternativa. **Revista de Economia Rural.** Brasília, v. 25, n. 2, p. 225-250, 1987.

FAO. The State of Food Insecurity in the World 2005. Economic and SocialDepartment, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, 2014.

FEBER, R. E.; JOHNSON, P. J.; FIRBANK, L. G. HOPKINS, A. MACDONALD. D. W. A comparison of butterfly populations on organically and conventionally managed farmland, 2007.

FINATTO, R. A.; SALAMONI, G. Agricultura familiar e agroecologia: perfil da produçãode base agroecológica no município de Pelotas/RS. **Sociedade e Natureza,** 199-217,2008.

FORT, R.; RUBEN, R. The Impact of Fair Trade Certification for Coffee Farmers inPeru. **World Development**, 570-582, 2012.

FULLER, R.J.,NORTON, L.R., FEBER, R.E., JOHNSON, P.J., CHAMBERLAIN, D.E.,

JOYS, A.C.,MATHEWS, F., STUART, R.C., TOWNSEND, M.C., MANLEY, W.J.,

WOLFE, M.S., MACDONALD, D.W., FIRBANK, L.G. Benefits of organic farming tobiodiversity vary among taxa. **Biology Letters**, 431-434, 2005.

GERTLER, P. J.; MARTINEZ, S.; PREMAND, P.; RAWLINGS, L. B.;

VERMEERSCH, C. M. Impact Evaluation in Practice. **The World Bank,** 2011.

GIOVANUCCI, D.; LIU, P.; BYERS, A. Adding Value: certified coffe trade in NorthAmerica: In Pascal Liu (Ed), Value-Added standards in the North American foor market. **Food and Aricultural Organization**, 2008.

GOMIERO, T., PAOLETTI, M.G., PIMENTEL, D. Energy and environmental issues inorganic and conventional agriculture. **Critical Reviews in Plant Sciences,** 239-254, 2008.

GREENE, C.; DIMITRI, C.; LIN, B. H.; MCBRIDE, D. W.; OBERHOLTZER, I.;

SMITH, T. Emerging issues in the U.S. organic industry, economic informationbulletin. **USDA Economic Research Service**, 2009.

GREER, G. KAYE-BLAKE, W.; ZELLMAN, E.; PARSONSON-ENSOR, C. **Journal of Organic Systems**, Vol 3, N. 2, 2008.

HAMM, U.; GRONEFELD, F.; WEINREICH H. M., KRISTENSEN, N.; NIELSEN, T. The Organic Food Market and Organic Marketing Initiatives in Europe: An Update Study. **Organic Marketing Initiatives and Rural Development** (EC initiative),University of Wales Aberystwyth, 2004.

HECKMAN, J. J., ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluationestimator. **The review of economic studies,** 261-294, 1998.

HECKMAN, J.; NAVARRO-LOZANO, S. Using Matching, Instrumental Variables, andControl Functions to Estimate Economic Choice Models. **Review of Economics andStatistics**, 30-57, 2004.

HENSON, S.; MASAKURE, O.; CRANFIELD, J. Do Fresh Produce Exporters in Sub-Saharan Africa Benefit from GlobalGAP Certification? **World Development**, 375- 386, 2010.

HIRANO, K., IMBENS, G.; RIDDER, G. Efficient estimation on average treatmenteffects using the estimated propensity score. **Econometrika,** 1161-1189, 2003.

HIRANO, K.; IMBENS, G. Estimation of Causal Effects using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization. **Health Servicesand Outcomes Research Methodology,** 259-278, 2001.

HØGH-JENSEN, H., EGELYNG, H., & OELOFSE, M. Research in sub-saharanAfrican food systems must address post-sustainability challenges and increase developmental returns. **Scientific Research and Essay**, 647-651, 2009.

HORTIFRUTI BRASIL. Piracicaba: CEPEA Escola Superior de Agricultura Luiz deQueiroz, nov. 2009.

IBGE, Censo Agropecuário de 2006. Agricultura Familiar: Resultados Preliminares.Rio de Janeiro, p.1-267, 2009.

IBGE. Censo Agropecuário de 2006. Rio de Janeiro, 2009.

ICHINO, A.; MEALLI, F.; NANNICINI, T. From temporary help jobs to permanentemployment: what con we learn from matching estimators ans their sensibility? **Journal of Applied Econometrics**, 23 (3): 305-327, 2008.

IFOAM. The world of organic agriculture. Disponível em: http//:www.organic-world.net/yearbook-2015.html>. Acessado em: 15 de fev. 2015.

IMBENS, G.; WOOLDRIDGE, J. M. Recent devcelopments in the Econometrics ofProgram Evaluation. **Journal of Economic Literature**, 47 (1); 5-86, 2009.

JENA, P. P.; CHICHAIBELU, P. B.; STELLMUCHER, T. The impactof coffee certification on small-scale producers' livelihoods: A case study from the JimmaZone, Ethiopia. **Agricultural Economics**, 429-440, 2012.

KALLAS, Z., T; SERRA, J. M. GIL. Farmers' objectives as determinants of organicfarming adoption: the case of Catalonian vineyard production. **Agricultural Economics,** 41, 409-423, 2010.

KASSIE, M., ZIKHALI, P., PENDER, J.; KÖHLIN, G. Organic Farming Technologiesand Agricultural Productivity: The case of Semi-Arid Ethiopia. Göteborg, Sweden, 2008.

KERSELAERS, E. DE COCK, L. LAUWERS, L. VAN HUYLENBROECK, G. Modelling farm-level economic potential for conversion to organic farming. **Agricultural Systems**, 671-682, 2007.

KHALEDI, M.; WESEEN, S.; SAWYER, E.; FERGUSSOM, S.; GRAY, R. Factors influencing partial and complete adoption of organic farming practices in Saskatchewan, Canada. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, 37-56,2010.

KLEEMAN, L.; ABDULAI, A. Organic certification, agro-ecological practices andreturn on investment: Evidence from pineapple producers in Ghana. **EcologicalEconomics,** 330-341, 2013.

KLEEMANN, L.; ABDULAI, A.; BUSS, M. Certification and Access to Export Markets: Adoption and Return on Investment of Organic-Certified Pineapple Farmingin Ghana. **World Development**, 79-92, 2014.

KLEIN, R.; VELLA, F. A semiparametric model for binary response and continous outcomes under index heterocedasticity. **Journal of Applied Econometrics**, 735-762, 2009.

KNUDSEN, M. T.; KRISTENSEN, L.IS.; BERNTSEN, J.; PETERSEN, B. M.;

KRISTENSEN, E. S. Estimated N leaching losses for organic and conventionalfarming in Denmark**. Journal Agricultural Science**, 135-149, 2006.

KUMINOFF, N. V.; WOSSINK, A. Why isn't more US farmland organic? **Journal ofAgricultural Economics**, Vol. 61, n. 2, 240-258, 2010.

LÄPPLE, D.; VAN RENSBURG, T. Adoption of organic farming; are there differencesbetween early and late adoption? **Ecological Economics**, 1406-1414, 2011.

LEIFELD, J. How sustainable is organic farming? **Agriculture, Ecosystems andEnvironment,** 121-122, 2012.

LEWBEL, A. Using Heteroskedasticity to Identify and Estimate Mismeasured andEndogenous Regressor Models. Boston College, 2012.

LIST, J. A.; MILLIMET, D. L.; FREDRIKSSON, P. G.; MCHONE, W. W. Effects of

environmental regulations on manufacturing plant births: evidence from a propensityscore matching estimator. **The Review of Economics and Statistics**, 944-952, 2003.

LOHR, L.; SALOMONSSON, L. Conversion subsidies for organic production: resultsfrom Sweden and lessons for the United States. **Agricultural Economics,** 22, 133–146, 2000.

MACINNIS, B. Transaction Costs and Organic Marketing: Evidence from U.S. Organic Produce Farmers. Berkeley, Califórnia, Estados Unidos: Giannini Hall, 2004.

MAEDER, P., FLIESSBACH, A., DUBOIS, D., GUNST, L., FRIED, P., NIGGLI, U. Soil

fertility and biodiversity in organic farming. **Science,** 1694-1697, 2002.

MARTINEZ, M. G.; BAÑADOS, F. Impact of EU organic product certificationlegislation on Chile organic exports. **Food Policy,** 1-14, 2014.

MDA - Ministério do Desenvolvimento Agrário. Brasil agroecológico: plano nacionalde agroecologia e produção orgânica - Planapo, 2013. Disponível em: "http://portal.mda.gov.br/portal/arquivos/view/BrasilAgroecologico_Baixar.pdf" \t "_blank">.Acesso em: 12 julho 2015.

MENDEZ, V. E.; BACON, C. M.; OLSON, M.; PETCHERS, S.; HERRADOR, D.;

CARANZA, C. Effects of organic and Fair Trade certifications on small-scale coffeefarmer households in Central America and Mexico**. Renewable Agriculture,** 236- 251, 2010.

MILLIMET, D. L.; TCHERNIS, R. Minimizing Bias in Selection on ObservablesEstimators When Unconfoundness Fails. Unpublished, Southern Methodist University, 2010.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). Agricultura orgânica. 2012. Disponível em http//www.agricultura.gov.br. Acesso em:27 jun. 2015.

MZOUGHI, N. Do organic farmers feel happier than conventional ones? Anexploratory analysis. **Ecological Economics**, 38-43, 2014.

NEVES, M. C. P. Agricultura Orgânica: uma estratégia para o desenvolvimento desistemas agrícolas sustentáveis. Rio de Janeiro: EDUR, 2004.

NIEBERG, H.; OFFERMANN, F. The profability of organic farming in Europe. Organic Agriculture: Sustainability, MArkets ans Policies. **OECD Publishing**, 141-152, 2003.

NINAN, K. N., & JYOTHIS SATHYAPALAN, J. The economics ofbiodiversity conservation: A study of a coffee growing region in the Western Ghats of India. **Ecological Economics,** 61–72, 2005.

OBERHOLTZER, L., DIMITRI, C.; GREENE, C. Price Premiums Hold on as U.S. Organic Produce Market Expands. **Electronic Outlook Report from the EconomicResearch Service**, 2005.

OELOFSE, M., HOGH-JENSEN, H., ABREU, L. S., ALMEIDA, G. F., HUI, Q. Y.,

SULTAN, T. Certified organic agriculture in China and Brazil: Market accessibility andoutcomes following adoption. **Ecological Economics**, 1785-1793, 2010.

OFFERMANN, F; NIEBERG, H. Economic performance of organic farms in Europe:Organic Farming in Europe: **Economics and Policy**. No. Vol 5. Universität Hohenheim, Stuttgart – Hohenheim, 2000.

OLIVEIRA, R.; MOURA, K.; VIANA, J.; TIGRE, R.; SAMPAIO, B. Commuting and

Health: Evidence from Brazil. ??, 2105.

ONOZAKA, Y.; MCFADDEN, D. T. Does Local Labeling Complement or Competewith Other Sustainable Labels? A Conjoint Analysis of Direct and Joint Values for Fresh Produce Claim. **American Journal of Agricultural Economics**, 693-706, 2011.

ORGANIC MONITOR. The global market for organic food & drink: Businessopportunities & future outlook. Organic Monitor, London. p. 270, 2013.

ORMOND, P.J. et al. Agricultura Orgânica: Quando o passado é futuro. Rio deJaneiro: BNDS Setorial, 2002.

OSTER, E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence.Working paper No. w19054, 2015.

PALMA, J.; GRAVES, A. R.; BURGESS, P. J. ; VAN DER WERF, W.; HERZOG, F. Integrating environmental and economic performance to assess modern silvoarableagroforestry in Europe. **Ecological Economics**, 759-767, 2007.

PENTEADO, S. R. Introdução a agricultura orgânica:normas e técnicas de cultivo.Campinas, SP: Grafimagem, 110 p., 2000.

PIETOLA, K.; LANSINK, A. Farmer response to policies promoting organic farmingtechnologies in Finland. **European Review of Agricultural Economics**, 315-337,2015.

RATTANASUTEERAKUL, K.; THAPA, G. B. Status and financial performance of organic vegetable farming in northeast Thailand. **Land Use Policy**, 456-463, 2012.

RIGBY, D.; CÁCERES, D. Organic Farming and Sustainability of AgriculturalSystems, **Agricultural System**. 21-40, 2001.

ROBINS, J. M.; ROTNITZKY, A.; ZHAO, L. P. Estimation of regression coefficientswhen some regressors are not always observed. **Journal of the American Statistical Association**, 846–866, 1994.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. The central role of the propensity score inobobservational studies for causal effects. **Biometrics**, 41-55, 1983.

ROY, A. Some troughts on the distribution of earnings. Oxford Economic Papers, 3,135-145, 1951.

RUBEN, R.; FORT, R. The Impact of Fair Trade Certification for Coffee Farmers inPeru. **World Development**, 570-582, 2011.

RUBIN, D. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of Educational Psychology**, 688-701, 1974.

RUNDLÖF, M.; SMITH, H. G. R. The effect of organic farming on butterfly diversitydepends on landscape context. **Journal of Applies Ecology**, 1121-1127, 2006.

SAMPAIO, B.; SAMPAIO, G.; SAMPAIO, Y. On Estimating The Effectos of Lagalization: Do Agricultural Workers Really Benefit? **American Journal ofAgricultural Economics,** 2013.

SCHILLING, B.; ATTABANICH, W.; SULLIVAN, K. P.; MARXEN, L. J. Measuring the

effect of farmland preservation on farm profitability. **Land Use Policy,** 84-96, 2014.

SEBRAE. Potencial de consumo de alimentos orgânicos. Disponível emwww.sebrae2014.com.br>. Acesso em: 30 Jun. 2015.

SIANESI, B. An Evaluation on the Active Labour Market Programmes In Sweeden, **The Review of Economics and Statistics**, 133-155, 2004.

SMITH, H. Matching with Multiple Controls to Estimate Treatment Effects inObsercational Studies, **Sociological Methodology**, 27, 325-353, 1997.

SMITH, J.; TODD, P. Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?, **Journal of Econometrics**, 125(1-2) 305-353, 2005.

SNEDDON, I., ORUEETXEBARRIA, M., HODSON, M., SCHOFIELD, P.; VALSAMI-

JONES, E. Use of bone meal amendments to immobilise Pb, Zn and Cd in soil: Aleaching column study. **Environmental Polution**, 816-825, 2006.

STONEHOUSE, P., CLARK, A. AND OGINI, A. Organic and conventional dairy farmcomparisons in Ontario, Canada. Biological Agriculture and Horticulture 19(2): 115– 126, 2001.

SYVÄSALO, E., REGINA, K., TURTOLA, E., LEMOLA, R., ESALA, M. Fluxes of nitrousoxide and methane, and nitrogen leaching from organically and conventionally cultivated sandy soil in western Finland. Agriculture, **Ecosystems & Environment**, 342-348, 2006.

TAKAHASHI, R; TODO, Y. The impact of a shade coffee certification program on forestconservation: A case study from a wild coffee forest in Ethiopia. **Journal of Environmental Management**, 48-54, 2013.

TILMAN, D.; CASSMAN K. G.; MATSON, P. A.; NAYLOR, R.; POLASKY. Agricultural sustainability and intensive production practices. **Nature**, 671-677,agosto de 2002.

TRAN, N.; BAILEY, C.; WILSON, N.; PHILLIPS, M. Governance of Global Value Chains in Response to Food Safety and Certification Standards: The Case of Shrimpfrom Vietnam. **World Development,** 325-336, 2013.

TUOMISTO, H. L.; HODGE, I. D. RIODAN, P.; MACDONALD, D. W. Does organic faming reduce environmental impacts? - A meta-analysis of Eupropean research. **Journal of Environmental Mangement**, 309-320, 2012.

UEMATSU, H.; MISHIRA, A. K. Organic farmers or conventional farmers: Where'sthe money? **Ecological Economics**, 55-62, 2012.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, U. Land and soil in the context of a green economy for sustainable development, food security and poverty erradication. Disponível em: http://www.unccd.int/knowledge/menu.php.Acesso em: 10 de mai, 2015.

VALKILA, J. Fair Trade organic coffee production in Nicaragua — Sustainabledevelopment or a poverty trap? Ecological Economics, 3018–3025, 2009.

VALLEJO N, HAUSELMANN P. PEFC—an analysis. WWF discussion paper, WWF,2001.

VELDSTRA, M. D.; ALEXANDER, C. E.; MARSHALL, M. I. To certify or not to certify? Separating the organic production and certification decisions. **Food Policy**,429-436, 2014.

VIGLIO, E. C. B. L. Produtos orgânicos: uma tendência para o futuro? **Agroanalysis**, 8-11, 1996.

WILLER, H., ROHWEDDER, M.; WINEN, E. Organic Agriculture Worldwide: CurrentStatistics. In H. a. Willer, The world of organic agriculture: statistics and emerging trends, 2009.

WYNEN, E. Economic management in organic agriculture. **Eco Landuse,** 231-244,2006.

SOBRE O AUTOR

ANDERSON GHELLER FROEHLICH - Possui doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE/PIMES, 2015), mestrado em Gestão Econômica do Meio Ambiente pela Universidade de Brasília (UnB, 2008), especialização em Administração Rural pela Universidade Federal de Lavras (UFLA, 2000) e graduação em Administração pela Universidade do Estado de Mato Grosso (UNEMAT, 1995). É professor adjunto da Universidade do Estado de Mato Grosso, ministrando as disciplinas na área de Administração da Produção e Operações e Simulação Empresarial. Na pós-graduação stricto sensu, atua como professor permanente no Programa de Pós-Graduação em Propriedade Intelectual e Transferência de Tecnologia para a Inovação (PROFNIT – Ponto Focal de Sinop-MT). Tem experiência em cursos de pós-graduação lato-sensu na UNEMAT e em outras instituições e atualmente coordena o curso de Gestão e Inovação. Na pesquisa, faz parte do Grupo Agricultura Familiar e Agroecologia (GAFA) e do Grupo de Desenvolvimento Regional Sustentável e as Transformações no Mundo do Trabalho (GDSR) da UNEMAT. Coordena o projeto de pesquisa Sustentabilidade na agricultura familiar brasileira: uma análise econômica a partir do Censo Agropecuário de 2017. Na linha do empreendedorismo e inovação, integra o Projeto Empreenda MT e é Agente de Inovação da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Mato Grosso (FAPEMAT).

PRODUÇÃO ORGÂNICA E CERTIFICAÇÃO NA **AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA:**

ASPECTOS ECONÔMICOS E AMBIENTAIS DA SUA SUSTENTABILIDADE

www.atenaeditora.com.br

contato@atenaeditora.com.br

@atenaeditora

www.facebook.com/atenaeditora.com.br

Atena Editora

Ano 2023

PRODUÇÃO ORGÂNICA E CERTIFICAÇÃO NA **AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA:**

ASPECTOS ECONÔMICOS E AMBIENTAIS DA SUA SUSTENTABILIDADE

ANDERSON GHELLER FROEHLICH

Atena Editora
Ano 2023